

# **Strukturelle Arbeitslosigkeit in Europa: Eine Bestandsaufnahme<sup>\*</sup>**

**Thomas Beissinger<sup>‡</sup>**

Universität Regensburg, Universität Kaiserslautern und IZA, Bonn

**Regensburger Diskussionsbeiträge zur Wirtschaftswissenschaft Nr. 389**

Februar 2004

## **Zusammenfassung**

In diesem Beitrag werden die wichtigsten Erkenntnisse zu Ausmaß und Ursachen der strukturellen Arbeitslosigkeit in Europa vor dem Hintergrund eines einheitlichen theoretischen Bezugsrahmens zusammengefasst, erklärt und bewertet. Die strukturelle Arbeitslosigkeit wird in der Literatur üblicherweise als diejenige Arbeitslosigkeit interpretiert, die langfristig mit einer konstanten Inflationsrate vereinbar ist. Diese Arbeitslosenquote wird auch als langfristige NAIRU oder natürliche Arbeitslosenquote bezeichnet. Die kritische Würdigung verschiedener Verfahren zur Schätzung der langfristigen NAIRU und ein kurzer Überblick über die Ergebnisvielfalt verschiedener empirischer Studien machen deutlich, dass NAIRU-Schätzungen derzeit keine präzisen Aussagen über das Ausmaß der strukturellen Arbeitslosigkeit zulassen.

Empirische Untersuchungen zu den Determinanten der langfristigen NAIRU legen die Vermutung nahe, dass die internationalen Unterschiede in Entwicklung und Niveau der langfristigen NAIRU am besten durch die Interaktion von makroökonomischen Schocks und Institutionen erklärt werden können. Die detaillierte Betrachtung der einzelnen Studien macht allerdings die geringe Robustheit und die teilweise widersprüchlichen Schätzergebnisse deutlich. Die makroökonomische Evidenz zu Ausmaß und den Ursachen der strukturellen Arbeitslosigkeit muss bei dem derzeitigen Stand der Forschung daher mit Vorsicht beurteilt werden.

---

<sup>\*</sup> Der Autor dankt Kerstin Frings und Christoph Knoppik für hilfreiche Kommentare.

<sup>‡</sup> PD Dr. Thomas Beissinger, Institut für Volkswirtschaftslehre, Universität Regensburg, D-93040 Regensburg. Tel: 0941/943-2740, Fax: 0941/943-2735, E-Mail: [Thomas.Beissinger@wiwi.uni-regensburg.de](mailto:Thomas.Beissinger@wiwi.uni-regensburg.de).

## 1 Einführung

Die durchschnittliche Arbeitslosenquote in der Europäischen Union ist von über 10 Prozent Mitte der 90er Jahre bis auf 7,6 Prozent im Jahr 2001 zurückgegangen. Trotz dieser Verbesserung der Arbeitsmarktsituation ist die Arbeitslosigkeit immer noch höher als in allen entwickelten OECD-Ländern außerhalb Europas. Beispielsweise belief sich im Durchschnitt der Jahre 2000-01 die Arbeitslosenquote in Australien auf 6,5 Prozent, in Japan auf 4,9 Prozent, in Neuseeland auf 5,7 Prozent und in den USA auf 4,4 Prozent (vgl. Tabelle 1). Es wäre allerdings voreilig, wollte man aufgrund dieses Sachverhalts von einem europäischen Arbeitslosigkeitsproblem sprechen. Wie Tabelle 1 deutlich macht, gibt es nämlich in Europa durchaus Ökonomien, deren Arbeitslosenquoten *unter* denen der zuvor aufgelisteten Länder liegen. Verantwortlich für die hohe durchschnittliche Arbeitslosigkeit in Europa sind im Wesentlichen die vier großen Ökonomien Deutschland, Frankreich, Italien und Spanien.<sup>2</sup>

### [Tabelle 1]

Es stellt sich damit unmittelbar die Frage, welche Faktoren zur günstigen oder ungünstigen Arbeitsmarktentwicklung in den einzelnen europäischen Ländern beigetragen haben. Die Beantwortung dieser Frage erlaubt (im Idealfall) die Identifikation geeigneter wirtschaftspolitischer Maßnahmen zur Reduktion der Arbeitslosigkeit. Insbesondere sollte die Ursachenanalyse deutlich machen, welche Rolle bei der Bekämpfung der Arbeitslosigkeit angebotsseitigen Maßnahmen im Vergleich zu einer nachfrageorientierten Politik zukommt. Zur Klärung dieser Frage sind Informationen über die Höhe der strukturellen und der konjunkturellen Arbeitslosigkeit nützlich – bei aller Unschärfe, die mit diesen Konzepten verbunden ist.

In der Literatur wird die strukturelle Arbeitslosigkeit üblicherweise als diejenige Arbeitslosigkeit interpretiert, die langfristig mit einer konstanten Inflationsrate vereinbar ist.<sup>3</sup> Diese Arbeitslosenquote wird auch als NAIRU (für “Non-Accelerating-Inflation Rate of Unemployment”) bezeichnet. Übersteigt die aktuelle Arbeitslosenquote die NAIRU, so kann die Arbeitslosigkeit durch eine Ausdehnung der Güternachfrage reduziert werden, ohne dass hierdurch eine Zunahme der Inflation droht. Ist allerdings die NAIRU erreicht, kann eine weitere Reduktion der Arbeitslosigkeit bei gleichzeitiger Unterbindung eines Inflationsanstiegs nur durch Maßnahmen bewirkt werden, die die NAIRU absenken.

---

<sup>2</sup> In diesem Sinne argumentiert auch Nickell (2003).

<sup>3</sup> Siehe z.B. Jasperneite (1999), Richardson et al. (2000), OECD (2000b), Kapitel 5 und Franz (2001).

Da die Kenntnis des theoretischen Modellrahmens für ein Verständnis der verschiedenen empirischen Verfahren zur Ermittlung der NAIRU notwendig ist, wird in Abschnitt 2 der theoretische Hintergrund zum Konzept der inflationsstabilen Arbeitslosenquote erläutert. Abschnitt 3 zeigt einige Probleme auf, die sich aus der Interpretation der langfristigen NAIRU als strukturelle Arbeitslosigkeit ergeben und führt Begründungen für eine Beeinflussung der langfristigen NAIRU durch nachfrageseitige Faktoren an. In Abschnitt 4 werden verschiedene Verfahren zur Schätzung der NAIRU erläutert, wobei ein besonderes Gewicht auf Phillipskurvenschätzungen gelegt wird. Abschnitt 5 präsentiert und diskutiert die Ergebnisse von NAIRU-Schätzungen für ausgewählte europäische (und als Vergleichsmaßstab auch außereuropäische) Länder. Abschnitt 6 gibt einen detaillierten Überblick über die Literatur zu den Ursachen für die internationalen Unterschiede in Niveau und Entwicklung der langfristigen NAIRU. Die entsprechende Literatur lässt sich im Prinzip in drei Gruppen einteilen. Während eine erste Gruppe die Bedeutung makroökonomischer Schocks in den Vordergrund stellt, betont eine zweite Gruppe die Rolle von Arbeitsmarktinstitutionen. Die dritte Gruppe vereinigt die Sichtweisen der beiden anderen Gruppen mit dem Argument, dass sich die internationalen Unterschiede in der Entwicklung und dem Niveau der NAIRU nur durch die Interaktion von makroökonomischen Schocks und Arbeitsmarktinstitutionen erklären lassen. In drei Unterabschnitten werden die Begründungen und die bisherige empirische Evidenz für die verschiedenen Sichtweisen dargestellt und einer kritischen Bewertung unterzogen. Der letzte Abschnitt fasst die wichtigsten Ergebnisse dieses Beitrags zusammen.

## **2 Konzeptionelle Grundlagen**

In diesem Abschnitt soll in aller Kürze der theoretische Hintergrund zum NAIRU-Konzept in Erinnerung gerufen werden. Die Kenntnis des theoretischen Modellrahmens ist für ein Verständnis der verschiedenen empirischen Verfahren zur Ermittlung des Ausmaßes und der Bestimmungsgründe der strukturellen Arbeitslosigkeit von essentieller Bedeutung.

Der makroökonomische Ansatz zur Erklärung der Arbeitslosigkeit, der sich inzwischen weitgehend durchgesetzt hat, geht von unvollkommener Konkurrenz auf Güter- und Arbeitsmärkten aus.<sup>4</sup> Die Firmen nutzen vorhandene Preissetzungsspielräume zur Erzielung von Monopolrenten. Die Arbeitnehmer verfügen (beispielsweise aufgrund der Organisation in Gewerkschaften) über eine gewisse Marktmacht und sind in der Lage, sich einen Teil der Renten

---

<sup>4</sup> Wesentliche theoretische Beiträge stammen beispielsweise von Layard et al. (1991), Phelps (1994) und Pissarides (2000). Erläuterungen zum "makroökonomischen Konsensmodell" finden sich unter anderem auch in Bean (1994), Beissinger (1996), Franz (1996) und Beissinger und Möller (2000).

über höhere Löhne anzueignen. Die Arbeitslosenquote ist in diesem Modellrahmen die entscheidende Variable, da sie den Ausgleich der Ansprüche von Firmen und Arbeitnehmern auf Anteile am Sozialprodukt bewirkt. Zentrale Bausteine des Modellrahmens sind die Preis- und Lohngleichung, die in der Literatur wahlweise in Niveaus oder in Differenzen formuliert werden.<sup>5</sup> Bei einer Formulierung in Niveaus gibt die Preisgleichung den von den Firmen zugestanden Reallohn in Abhängigkeit vom Aktivitätsniveau (ausgedrückt durch die Arbeitslosenquote) an und lässt sich in stilisierter Form schreiben als

$$p - w = a_0^p - a_u^p u + a_S^p S^p + a_X^p X^p + a_Z^p Z^p, \quad (1)$$

wobei  $p$  und  $w$  das Preis- und Lohnniveau in Logarithmen bezeichnen und  $u$  für die Arbeitslosenquote steht.  $S^p$  umfasst institutionelle Faktoren, wie beispielsweise Indikatoren für die Wettbewerbsbedingungen auf dem Gütermarkt. In dem Vektor  $Z^p$  werden transitorische (temporäre) Schockvariablen (z.B. Ölpreisschocks) aufgenommen, die einen Erwartungswert von Null besitzen.  $X^p$  enthält Variablen, die im Folgenden als persistente Schocks bezeichnet werden. Diese Variablen lassen sich nicht mit den Institutionen auf Arbeits- oder Gütermarkt in Verbindung bringen. Sie üben aber einen “lange andauernden” Einfluss auf das Preissetzungsverhalten der Firmen aus, da die Ausprägungen dieser Variablen über längere Zeiträume von ihrem Erwartungswert abweichen.<sup>6</sup> Als eine in diesem Sinne persistente Einflussgröße wird in der Literatur oftmals das Realzinsniveau angeführt (vgl. Phelps, 1994). Die Relevanz dieser Variablen lässt sich beispielsweise damit rechtfertigen, dass Änderungen des Realzinsniveaus die Kapitalakkumulation und damit auch die Arbeitsnachfrage beeinflussen.<sup>7</sup> Die Interpretation des Realzinssatzes als Schockvariable ist allerdings etwas unbefriedigend, da nicht spezifiziert wird, auf welche zugrundeliegenden Faktoren die Realzinsänderung zurückzuführen ist. Dieses Problem wird in der Literatur zwar erkannt (vgl. Blanchard, 2000, S. 297), dennoch wird in der empirisch ausgerichteten Literatur bislang auf eine “Endogenisierung” des Realzinsniveaus verzichtet.

Es sei exemplarisch angenommen, dass die Löhne in Verhandlungen zwischen Firmen und Gewerkschaften festgelegt werden. Die Lohngleichung gibt in diesem Fall den aus den Lohnverhandlungen resultierenden Reallohn an und lässt sich schreiben als

---

<sup>5</sup> In theoretischen Arbeiten ist die Formulierung in Niveaus gebräuchlicher. In empirischen Arbeiten findet sich auch die Darstellung in Differenzen, wie beispielsweise in Franz und Gordon (1993) und Logeay und Tober (2003).

<sup>6</sup> Nickell (2003) präferiert aus diesem Grunde die Bezeichnung “baseline variables” anstelle von “Schocks”.

<sup>7</sup> Man beachte, dass sich die Preisgleichung (1) auch als Arbeitsnachfragegleichung interpretieren lässt.

$$w - p = a_0^w - a_u^w u + a_s^w S^w + a_x^w X^w + a_z^w Z^w - (p - p^e), \quad (2)$$

wobei  $S^w$  die für die Lohnbildung relevanten strukturellen Faktoren umfasst. Es handelt sich hierbei um Mismatchindikatoren und institutionelle Variablen, wie z.B. die Höhe und Dauer von Arbeitslosenunterstützungszahlungen, die Gewerkschaftsmacht oder den Zentralisierungsgrad der Lohnverhandlungen. Analog zur Preisgleichung umfasst  $X^w$  Schockvariablen mit persistentem Charakter (z.B. Realzinsen), während  $Z^w$  Schockvariablen mit temporärem Einfluss (z.B. Ölpreisschocks) enthält. Die Variable  $p^e$  gibt das erwartete Preisniveau an. Der Preisüberraschungsterm  $(p - p^e)$  tritt aufgrund nomineller Rigiditäten in der Lohngleichung auf. Zur Rechtfertigung kann beispielsweise angenommen werden, dass die Tarifverträge bereits zu Beginn der Periode festgelegt werden, wobei natürlich die Erwartungen bezüglich des Preisniveaus für die laufenden Periode eine Rolle spielen.

Auf längere Sicht sollten temporäre Angebotsschocks definitionsgemäß keine Rolle spielen. Für das Konzept der *langfristig* gleichgewichtigen Arbeitslosenquote  $u_L^*$  werden temporäre Angebotsschocks deshalb Null gesetzt, d.h.  $Z^p = Z^w = 0$ . Zudem sollten auf lange Sicht die Preiserwartungen korrekt sein, so dass  $(p - p^e) = 0$  gilt. Unter diesen Bedingungen ergibt sich aus den Gleichungen (1) und (2)

$$u_L^* = b_0 + b_s S + b_x X, \quad (3)$$

mit  $b_0 \equiv (a_0^p + a_0^w) / (a_u^p + a_u^w)$ . In Gl. (3) wurden die institutionellen Faktoren aus der Lohn- und Preisgleichung zu  $S$  und die persistenten Schockvariablen zu  $X$  zusammengefasst. Der Parametervektor  $b_s$  enthält die Parametervektoren  $a_s^p$  und  $a_s^w$  aus der Lohn- und Preisgleichung, multipliziert mit dem Faktor  $1 / (a_u^p + a_u^w)$ . Analog ist  $b_x$  definiert. Die langfristige gleichgewichtige Arbeitslosenquote  $u_L^*$  wird in der Literatur auch als natürliche Arbeitslosenquote (vgl. Blanchard und Katz, 1997) oder als QERU, für “Quasi Equilibrium Rate of Unemployment”, bezeichnet (vgl. Lindbeck, 1992, 1993 und Franz, 1996). Gl. (3) macht deutlich, dass die langfristige gleichgewichtige Arbeitslosenquote (bzw. die natürliche Arbeitslosenquote) durch Änderungen institutioneller Variablen sowie persistenter Schockvariablen verändert werden kann.

Im nächsten Schritt soll der Zusammenhang von  $u_L^*$  und inflationsstabiler Arbeitslosenquote aufgezeigt werden. Geht man von statischen Inflationserwartungen als Spezialfall adaptiver Inflationserwartungen aus, so werden Preisüberraschungen durch Veränderungen der Inflationsrate verursacht, d.h.  $(p - p^e) = \Delta\pi$ , wobei  $\Delta$  den Differenzenoperator und  $\pi$  die Inflationsrate bezeichnet. Mit dieser Annahme erhält man für die aktuelle Arbeitslosenquote aus den Gleichungen (1) und (2)

$$u = b_0 + b_S S + b_X X + b_Z Z - \frac{1}{\theta} \Delta\pi, \quad (4)$$

wobei die temporären Schockvariablen aus Lohn- und Preisgleichung zu  $Z$  zusammengefasst wurden. Der Parametervektor  $b_Z$  umfasst die Parametervektoren  $a_Z^p$  und  $a_Z^w$ , multipliziert mit  $1/(a_u^p + a_u^w)$ . Der Parameter  $\theta$  ist definiert als  $\theta \equiv (a_u^p + a_u^w)$ . Die Annahme statischer Inflationserwartungen wird in der Literatur oftmals damit gerechtfertigt, dass die Inflationsrate seit den 70er Jahren ein persistentes Verhalten aufweist und näherungsweise durch einen random walk-Prozess beschrieben werden kann. In diesem Fall seien statische Inflationserwartungen “rational” (vgl. Layard et al., 1991 und Bean, 1994). Diese Argumentation kann natürlich nicht darüber hinwegtäuschen, dass es sich dennoch um eine *ad hoc*-Annahme handelt, da gar nicht überprüft wird, ob für die Inflationsrate modellendogen ein random walk-Prozess resultiert. Die Annahme statischer (oder allgemeiner: adaptiver) Inflationserwartungen erlaubt es jedoch, die empirisch beobachtete Dynamik von Inflation und Arbeitslosigkeit in theoretischen Modellen abbilden zu können, während die Literatur zur sogenannten Neu-Keynesianischen Phillipskurve, die auf mikrofundierten Modellen mit rationalen, nach vorne gerichteten, Inflationserwartungen beruht, oftmals zu empirisch nicht haltbaren Resultaten gelangt (vgl. Fuhrer, 1997 und Mankiw, 2001).<sup>8</sup>

Gleichungen in der Form von Gl. (4) werden in der Literatur auch als “reduzierte-Form-Arbeitslosengleichungen” bezeichnet (z.B. bei Elmeskov et al., 1998).<sup>9</sup> Wie in Abschnitt 6 gezeigt wird, spielen Schätzungen von Varianten dieser Gleichung in der neueren Literatur

---

<sup>8</sup> Die Arbeiten von Galí und Gertler (1999) und Galí et al. (2001) sehen dagegen die Neu-Keynesianische Phillipskurve im Einklang mit der empirischen Evidenz. Rudd und Whelan (2001) verweisen aber auf beträchtliche Spezifikationsfehler in diesen Studien und zeigen, dass die angebliche Evidenz für die Neu-Keynesianische Phillipskurve auch mit der traditionellen Phillipskurve vereinbar ist. Ihre eigenen Tests finden nur eine sehr begrenzte Rolle für nach vorne gerichtete Inflationserwartungen.

<sup>9</sup> Es handelt sich natürlich streng genommen nicht um eine reduzierte Form, da  $\Delta\pi$  eine endogene Variable ist. Zur Bestimmung dieser Variablen müsste das makroökonomische Modell durch eine zweite Gleichung, die die Nachfrageseite der Ökonomie repräsentiert, geschlossen werden.

zum Einfluss von Institutionen auf die Entwicklung der Arbeitslosigkeit eine große Rolle. Löst man Gl. (4) nach  $\Delta\pi$  auf, erhält man unter Berücksichtigung von Gl. (3)

$$\Delta\pi = \theta(u_L^* - u) + \tilde{b}_Z Z, \quad (5)$$

wobei  $\tilde{b}_Z \equiv \theta b_Z$ . Gleichung (5) ist natürlich nichts anderes als die um Erwartungen erweiterte Phillipskurve, wie sie bereits von Friedman (1968) und Phelps (1967) propagiert wurde. Betrachtet man zunächst die lange Sicht, d.h. vernachlässigt man temporäre Angebotsschocks, so zeigt Gl. (5), dass nur eine Arbeitslosenquote in Höhe von  $u_L^*$  mit konstanter Inflation vereinbar ist. Abweichungen der Arbeitslosenquote von  $u_L^*$  sind dagegen mit zunehmender bzw. abnehmender Inflation verbunden. Die Arbeitslosenquote  $u_L^*$  wird daher auch als (langfristige) NAIRU (für “Non-Accelerating-Inflation Rate of Unemployment”) bezeichnet.<sup>10</sup> Die langfristige Phillipskurve verläuft senkrecht bei  $u_L^*$ .

Die kurzfristige Inflationsdynamik wird jedoch nicht nur von den Abweichungen der aktuellen Arbeitslosenquote von der langfristigen NAIRU, sondern auch von temporären Angebotsschocks bestimmt. Diejenige Arbeitslosenquote, die unter Berücksichtigung kurzfristiger Angebotsschocks mit einer konstanten Inflationsrate kompatibel ist, wird in der Literatur auch als “shock-NAIRU”  $u^{Sh}$  bezeichnet (vgl. Franz, 2001) und berechnet sich als:

$$u^{Sh} = u_L^* + b_Z Z. \quad (6)$$

Bei einem vorteilhaften Angebotsschock (z.B. einem Rückgang der Ölpreise oder allgemein der Importpreise) ist es beispielsweise möglich, dass sich die aktuelle Arbeitslosenquote unter der langfristigen NAIRU befindet, ohne dass hierdurch ein Druck auf die Inflationsrate ausgeübt wird. In der Literatur wird argumentiert, dass ein derartiges Szenario beispielsweise in Großbritannien in der zweiten Hälfte der 90er Jahre eine Rolle spielte und dazu führte, dass die Inflation trotz Unterschreiten der langfristigen NAIRU in Zaum gehalten wurde (vgl. Greenslade et al., 2003).

---

<sup>10</sup> Die Bezeichnung NIIRU für “Non-Increasing-Inflation Rate of Unemployment” wäre eigentlich sachlich angebrachter.

### 3 Konzeptionelle Probleme

Wie bereits in der Einführung dargelegt wurde, werden in der Literatur Schätzungen der langfristigen NAIRU  $u_L^*$  als Indikatoren für die Höhe der strukturellen Arbeitslosigkeit herangezogen. Der Begriff “strukturelle Arbeitslosigkeit” suggeriert dabei, dass diese Arbeitslosenquote nur von den institutionellen Gegebenheiten auf Arbeits- und Gütermarkt abhängt und insbesondere nicht durch Änderungen der Güternachfrage beeinflusst werden kann. Nach diesem Verständnis ist eine Reduktion von  $u_L^*$  daher auch nur durch Reformen möglich, die auf dem Güter- und insbesondere dem Arbeitsmarkt ansetzen. Im Kontrast zu dieser konventionellen Sichtweise werden in diesem Abschnitt einige Argumente für einen möglichen Einfluss der Nachfrageseite bzw. der Wirtschaftspolitik auf die langfristige NAIRU angeführt.

Aus Gl. (3) wird deutlich, dass neben institutionellen Regelungen möglicherweise auch persistente Schocks einen Einfluss auf die langfristige NAIRU haben.<sup>11</sup> In der in den Abschnitten 6.1 und 6.3 diskutierten Literatur kommt beispielsweise dem Realzinsanstieg in den 80er und 90er Jahren eine wichtige Rolle zur Erklärung der Zunahme der Arbeitslosigkeit in diesem Zeitraum zu. Dabei wird der Realzinsanstieg üblicherweise mit einer restriktiven Geldpolitik der Zentralbanken in Verbindung gebracht, ohne dass dieser Zusammenhang tatsächlich empirisch belegt wird (vgl. Blanchard, 2000, S. 297 und Bertola et al., 2001, S. 7). Es ist allerdings fraglich, ob die Geldpolitik tatsächlich über derart lange Zeiträume das Realzinsniveau beeinflussen kann und somit für einen (im betrachteten Zeitraum) permanenten Anstieg der Arbeitslosigkeit verantwortlich ist.<sup>12</sup>

Es lassen sich auch andere Argumente für einen möglichen Einfluss der Geldpolitik auf die Arbeitslosenquote im langfristigen Gleichgewicht anführen. Gibt es einen derartigen Einfluss, erscheint die begriffliche Gleichsetzung von langfristiger NAIRU und struktureller Arbeitslosigkeit sachlich nicht gerechtfertigt. Ein Einwand beruht auf dem bereits von Tobin (1972) vorgebrachten Argument, dass eine zu geringe Inflationsrate die Arbeitslosigkeit erhöhen könnte, falls die Nominallöhne nach unten starr sind, d. h. falls die Nominallöhne nicht gesenkt werden können, aus welchen Gründen auch immer. Tobins Hypothese, dass eine bestimmte Mindesthöhe der Inflation von Vorteil sei (“inflation greases the wheels of the la-

---

<sup>11</sup> Diese Sichtweise wird von einigen Ökonomen allerdings in Frage gestellt (z.B. Nickell et al., 2003), während andere Ökonomen dies bereits als neuen makroökonomischen Konsens würdigen (z.B. Blanchard, 2000 und Bertola et al., 2001).

<sup>12</sup> Ball (1997, 1999) findet allerdings empirische Evidenz für langfristige Auswirkungen einer restriktiven Geldpolitik auf die natürliche Arbeitslosenquote. Karanassou et al. (2003) entwickeln theoretische Modelle, in denen monetäre Schocks permanente Auswirkungen auf die Arbeitslosigkeit haben.



bor market”), wurde von Akerlof et al. (1996) wieder aufgegriffen. Wichtigstes Ergebnis dieser Studie ist die Erkenntnis, dass die *langfristige* Phillipskurve für niedrige Inflationsraten aufgrund nach unten starrer Nominallöhne nicht vertikal verläuft, sondern geneigt ist. In den letzten Jahren wurde in einer Vielzahl von Studien die Existenz und das Ausmaß nach unten starrer Nominallöhne untersucht.<sup>13</sup> Die bisherige Evidenz scheint die Existenz nach unten starrer Nominallöhne zu bestätigen und darauf hinzudeuten, dass das Ausmaß der Nominallohnstarrheit erheblich ist (vgl. Beissinger und Knoppik, 2003). Als eine Konsequenz wird die langfristige NAIRU bei niedriger Inflation nicht nur von strukturellen Faktoren, sondern auch von der Geldpolitik beeinflusst. Knoppik und Beissinger (2001) nehmen eine erste Abschätzung der makroökonomischen Konsequenzen der Nominallohnstarrheit für Deutschland vor und kommen zu dem Ergebnis, dass eine Situation mit Nullinflation im Vergleich zu einer Situation mit ca. drei Prozent (oder höherer) Inflation einen Anstieg der langfristigen NAIRU um ein bis zwei Prozentpunkte impliziert. Schätzungen der langfristigen NAIRU, die diese Zusammenhänge ignorieren, führen daher (möglicherweise) zu einer Überschätzung des Ausmaßes der strukturellen Arbeitslosigkeit.<sup>14</sup>

Nichtlinearitäten führen ebenfalls zu einem Einfluss der Wirtschaftspolitik auf die langfristig gleichgewichtige Arbeitslosenquote. So ist es denkbar, dass die Veränderung der Inflationsrate nicht wie in Gl. (5) von  $(u_L^* - u)$  sondern von der Logdifferenz  $(\log u_L^* - \log u)$  abhängt; den Zusammenhang zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit nennt man schließlich auch “Phillipskurve” und nicht “Phillipsgerade”. Selbst wenn  $\log u$  im Durchschnitt mit  $\log u_L^*$  übereinstimmt, ist das durchschnittliche Niveau der Arbeitslosenquote umso höher, je höher die Varianz der Arbeitslosenquote ist (vgl. Pichelmann und Schuh, 1997, S. 6-7). Länder, die durch ihre Stabilisierungspolitik für eine geringere Varianz der Arbeitslosigkeit sorgen, haben in diesem Fall im Durchschnitt auch eine geringere Arbeitslosenquote. Die Plausibilität dieser These wird beispielsweise durch die Studie von Elmeskov et al. (1998, Abbildung 2) belegt, in der eine positive Korrelation zwischen dem Grad der jährlichen Volatilität der Arbeitslosenquote und dem Anstieg der “strukturellen” Arbeitslosigkeit im Zeitraum 1987-95 gefunden wird.<sup>15</sup>

---

<sup>13</sup> Für Deutschland siehe beispielsweise Beissinger und Knoppik (2001), Knoppik und Beissinger (2003) und Fehr et al. (2002).

<sup>14</sup> Diese Ergebnisse erlauben allerdings keine Aussagen über die Höhe der optimalen Inflationsrate, da hierzu neben den Kosten sehr niedriger Inflationsraten natürlich auch deren Vorteile in Ansatz zu bringen sind; vgl. Edey (1994), Briault (1995) und Thornton (1996).

<sup>15</sup> Zu den Konsequenzen einer nichtlinearen Phillipskurve für die NAIRU siehe Ferri et al. (2001) und Semmler und Zhang (2003). Nichtlineare Phillipskurvenschätzungen werden z.B. in Eliasson (2001) vorgenommen.

Die Tauglichkeit des NAIRU-Konzepts als Indikator für das Ausmaß der strukturellen Arbeitslosigkeit wird auch durch mögliche Persistenzeffekte in Frage gestellt. Es gibt plausible theoretische Begründungen dafür, dass neben dem Niveau der Arbeitslosenquote auch die Differenz  $\Delta u$  in die Lohngleichung (und/oder Preisgleichung) aufzunehmen ist.<sup>16</sup> Anstelle von Gl. (5) erhält man in diesem Fall:

$$\Delta\pi = \theta(u_L^* - u) + \delta\Delta u + \tilde{b}_Z Z. \quad (7)$$

Konzeptionell muss nun zwischen kurz- und langfristiger NAIRU unterschieden werden. Die langfristige NAIRU wird weiterhin durch Gl. (3) bestimmt; man erhält sie für  $\Delta u = \Delta\pi = Z = 0$ . Für die kurzfristige NAIRU setzt man dagegen lediglich  $\Delta\pi = 0$ . Die Arbeitslosenquote, die kurzfristig mit konstanter Inflation vereinbar ist, hängt neben temporären Angebotsschocks auch von der Arbeitslosenquote der Vorperiode ab. Führt ein adverser Nachfrageschock, z.B. eine restriktive Geldpolitik, zu einem starken Anstieg der aktuellen Arbeitslosenquote, so steigt auch die kurzfristige NAIRU an. In diesem Fall kann die aktuelle Arbeitslosenquote nur langsam reduziert werden, ohne inflationserhöhend zu wirken. Dieses Phänomen ist in der Literatur auch als “speed limit effect” bekannt. Die Rückkehr zur langfristigen NAIRU kann dann unter Umständen sehr lange dauern.<sup>17</sup> In empirischen Studien zur NAIRU, die sowieso mit großen Unsicherheiten behaftet sind, ist die Unterscheidung zwischen kurz- und langfristiger NAIRU oftmals schwierig. Möglicherweise wird dann eine hohe Arbeitslosigkeit als eine hohe strukturelle Arbeitslosigkeit interpretiert, da nicht erkannt wird, dass die kurzfristige NAIRU deutlich über der langfristigen NAIRU liegt.

#### 4 Verfahren zur Ermittlung der NAIRU

Es gibt verschiedene Verfahren zur Ermittlung der NAIRU, die sich grob in die folgenden drei Gruppen einteilen lassen: i) univariate Verfahren, ii) strukturelle Ansätze und iii) Phillipskurvenschätzungen.<sup>18</sup> In diesem Abschnitt werden die Vor- und Nachteile der verschiedenen Verfahren diskutiert.

<sup>16</sup> Siehe beispielsweise die Begründungen in Franz (1996), Lindbeck (1996) und Pichelmann und Schuh (1997). “Reine” Hysteresemodelle, in denen ausschließlich die Differenz der Arbeitslosenquote aufgenommen wird, scheinen dagegen der empirischen Evidenz zu widersprechen, derzufolge in Lohngleichungen auch das Niveau der Arbeitslosenquote eine Rolle spielt.

<sup>17</sup> Zu einer ausführlichen Analyse siehe beispielsweise Beissinger und Möller (2000), S. 101-106. Zur Abgrenzung verschiedener NAIRU-Konzepte vgl. auch Franz (2001, 2003).

<sup>18</sup> Zu einem detaillierten Überblick über diese Verfahren siehe Richardson et al. (2000), Technical Annex.

**i) Univariate Verfahren.** Ausgangspunkt der univariaten Verfahren ist die Überlegung, dass die aktuelle Arbeitslosenquote nur vorübergehend vom langfristigen Gleichgewicht abweichen kann. Wie die Diskussion im letzten Abschnitt gezeigt hat, ist allerdings bereits diese Ausgangsthese problematisch, da der Anpassungsprozess der aktuellen Arbeitslosenquote an das langfristige Gleichgewicht aufgrund von Persistenzmechanismen langwierig sein kann. Univariate Verfahren ziehen lediglich die Zeitreiheninformation über die aktuelle Arbeitslosenquote zur Zerlegung der Arbeitslosigkeit in einen Trend und eine zyklische Komponente heran, wobei die Zerlegung beispielsweise auf Grundlage des Hodrick-Prescott Filters geschieht. Da bei dieser Vorgehensweise der Zusammenhang zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit, sowie Informationen über andere Variablen (z.B. Angebotsschocks) völlig ignoriert wird, sind univariate Verfahren wenig geeignet, glaubhafte Schätzungen der langfristigen NAIRU zu liefern.

**ii) Strukturelle Ansätze.** Strukturelle Verfahren schätzen direkt die Parameter der in Gl. (1) und (2) angegebenen Preis- und Lohngleichung (in Niveaus oder Differenzen). Mit den geschätzten Parameterwerten kann die langfristige NAIRU anhand von Gl. (3) berechnet werden. Neuere Studien, welche die NAIRU auf der Grundlage eines strukturellen Ansatzes ermitteln, sind beispielsweise Holm und Somervouri (1997) für Finnland, Mellis und Webb (1997) und Cassino und Thornton (2002) für Großbritannien, Morgan und Mourougane (2001) für die sechs größten EU-Länder und van der Horst (2003) für sechs OECD Länder. Der Vorteil struktureller Schätzungen besteht darin, dass die Determinanten der langfristigen NAIRU bestimmt werden. Somit lassen sich im Prinzip unmittelbar die Gründe für die internationalen Unterschiede in der Arbeitslosigkeit identifizieren. Ein Nachteil derartiger Ansätze liegt allerdings in der geringen Robustheit der Schätzergebnisse gegenüber Änderungen der Modellspezifikation, so dass sich zwischen einzelnen Studien deutliche Unterschiede ergeben (vgl. z.B. Cromb, 1993). Wie in Abschnitt 6.2 noch ausführlicher diskutiert wird, ergeben sich zudem für viele institutionelle Variablen gravierende Messprobleme. Ein weiteres Problem besteht darin, dass sich die Parameter der Lohngleichung streng genommen gar nicht identifizieren lassen, da aus theoretischer Sicht alle Variablen aus der Preisgleichung auch in die Lohngleichung aufgenommen werden sollten (vgl. Manning, 1993 und Chiarini und Piselli, 2001).

**iii) Phillipskurvenschätzungen.** Aufgrund des Identifikationsproblems bei den strukturellen Ansätzen wird die Schätzung einer Phillipskurvengleichung, die eine "reduzierte Form" von Lohn- und Preisgleichung darstellt, üblicherweise als die bessere Strategie zur Ermittlung der

NAIRU angesehen. Die Phillipskurvengleichung bildet zudem den Zusammenhang von Arbeitslosigkeit und Inflation auf direkte Weise ab, so dass entsprechende NAIRU-Schätzungen insbesondere für die Geldpolitik als Indikatoren von Interesse sind. Eine empirische Spezifikation der Phillipskurvengleichung (7) wäre beispielsweise:

$$\pi_t = A(L)\pi_{t-1} + B(L)(u_{L,t}^* - u_t) + C(L)Z_t + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2), \quad (8)$$

wobei  $A(L)$ ,  $B(L)$  und  $C(L)$  Lagpolynome darstellen. Gleichung (8) ist in der Literatur auch als “triangle model” bekannt (vgl. z.B. Gordon, 1997). Für eine sinnvolle NAIRU-Schätzung muss in Gl. (8) die Summe der Koeffizienten der verzögerten Inflationsterme auf Eins restringiert werden. Üblicherweise wird angenommen, dass die Inflationsdynamik neben nominellen Trägheiten implizit auch die Erwartungsbildung einbezieht, d.h. Preiserwartungen werden meistens nicht gesondert berücksichtigt. Da die rechte Seite von Gl. (8) verzögerte Arbeitslosenquoten enthält, wird möglichen langwierigen Anpassungsprozessen an die langfristige NAIRU Rechnung getragen.

Bei der Schätzung von Gl. (8) lassen sich zwei Vorgehensweisen unterscheiden, je nachdem, ob mögliche Variationen in der langfristigen NAIRU mit den Variablen aus Gl. (3) oder mit einem univariaten Zeitreihenmodell erklärt werden. Unabhängig von dem gewählten Schätzverfahren ergeben sich bestimmte Spezifikationsprobleme, die sich auf die funktionelle Spezifikation oder die Auswahl der Variablen beziehen. So ist es letztendlich unklar, ob beispielsweise für die Abweichung der aktuellen Arbeitslosenquote von der langfristigen NAIRU eine lineare oder nichtlineare Spezifikation zu wählen ist, oder ob Schockvariablen trendbereinigt oder unbereinigt in die Schätzgleichung aufgenommen werden sollen. Auch die Auswahl geeigneter Variablen für makroökonomische Schocks oder die Inflationsrate stellt ein Problem dar. Bestehen Zweifel, dass die Arbeitslosenquote ein geeigneter Indikator für den Inflationsdruck ist, wird der Term  $(u_L^* - u)$  bisweilen durch die Outputlücke oder den Kapazitätsauslastungsgrad ersetzt. Statistische Probleme ergeben sich aus der Tatsache, dass der in Gl. (8) beschriebene Zusammenhang zwischen Inflation und Arbeitslosigkeit möglicherweise instabil ist, da er je nach monetärem Regime in unterschiedlicher Weise durch Inflationserwartungen beeinflusst wird (vgl. Ball und Mankiw, 2002, S. 119). Dies spricht dafür, in den Schätzungen noch gesondert Variablen für die Inflationserwartungen aufzunehmen.<sup>19</sup>

---

<sup>19</sup> Bisweilen werden z.B. explizit Surveydaten mit Informationen über die erwartete Inflationsrate für die Modellierung der Inflationserwartungen herangezogen, siehe z.B. Driver et al. (2003) und Franz (2003).

Betrachtet man nun die beiden alternativen Methoden zur Schätzung der Phillipskurve etwas genauer, so ergeben sich zusätzliche Probleme, die durch den jeweiligen Ansatz bedingt sind. Bei der Schätzung einer “strukturellen” Phillipskurvengleichung wird  $u_L^*$  in Gl. (8) durch die in Gl. (3) angegebenen institutionellen Größen und persistenten Schockvariablen ersetzt. Für diese Variablen stellt sich aber wie im strukturellen Ansatz die Frage nach Zahl, Form und Zuverlässigkeit der erklärenden Variablen. Da viele institutionelle Variablen in der Zeit kaum variieren, ist der Erklärungsgehalt des Schätzansatzes oft gering und die Ergebnisse erweisen sich häufig als sensitiv gegenüber einer Änderung der jeweils verwendeten institutionellen Indikatoren.

Um diese Probleme zu vermeiden, geht man in der neueren Literatur häufig dazu über, Phillipskurvengleichungen mit zeitvariabler NAIRU zu schätzen, in denen Änderungen der langfristigen NAIRU nicht durch strukturelle Variablen, sondern durch zeitreihenanalytische Modelle erklärt werden.<sup>20</sup> Wird beispielsweise angenommen, dass die langfristige NAIRU einem random-walk-Prozess folgt, so gilt:

$$u_{L,t}^* = u_{L,t-1}^* + \eta_t \quad \eta_t \sim N(0, \sigma_\eta^2). \quad (9)$$

Im Falle  $\sigma_\eta^2 = 0$  ist die NAIRU konstant, während eine positive Varianz zu einer zeitvariablen NAIRU führt. Gl. (9) wird zusammen mit Gl. (8) in einem Maximum-Likelihood-Regressionsansatz mit stochastischen zeitvariablen Parametern unter Zuhilfenahme der Kalman-Filtertechnik geschätzt.<sup>21</sup> Bei dieser Schätztechnik hängt die Volatilität der geschätzten Zeitreihe für die langfristige NAIRU vom Verhältnis der Varianzen  $\sigma_\eta^2$  und  $\sigma_\varepsilon^2$  (“signal-to-noise ratio”) ab. Je größer dieses Verhältnis ist, desto volatiler ist die Zeitreihe  $u_{L,t}^*$ . Im Grenzfall würde  $u_{L,t}^*$  die gesamte Residualvarianz aus Gl. (8) aufnehmen. Im Prinzip könnte das “signal-to-noise ratio” ebenfalls im Ansatz geschätzt werden; dies führt aber üblicherweise zu einem sehr flachen Pfad für die geschätzte NAIRU-Zeitreihe. Aus diesem Grund wird das “signal-to-noise” ratio oftmals *ad hoc* in der Weise festgesetzt, dass der Schätzansatz zu einem “plausiblen” Zeitpfad für die langfristige NAIRU führt (vgl. Richardson et al., 2000,

<sup>20</sup> Länderstudien, die Phillipskurvengleichungen mit zeitreihenanalytischer Modellierung der Entwicklung der NAIRU schätzen, sind beispielsweise Gruen et al. (1999) für Australien, Franz (2001, 2003) für Deutschland, Irac (2000) für Frankreich, Driver et al. (2003) und Greenslade et al. (2003) für Großbritannien, Hirose und Kamada (2002) für Japan, Apel und Jansson (1998) für Schweden, Estrada et al. (2000) für Spanien (diese Autoren schätzen auch ein strukturelles NAIRU-Modell) und Gordon (1997, 1998) sowie Staiger et al. (2001) für die USA. Fabiani und Mestre (2000) und Fabiani und Morgan (2003) schätzen aggregierte Phillipskurven für den Euroraum.

<sup>21</sup> Zu den technischen Details siehe beispielsweise Boone (2000).

S. 44). Es ist offensichtlich, dass diese Probleme im Zusammenhang mit der richtigen Glättung der NAIRU-Zeitreihe einen gravierenden Nachteil dieses Schätzverfahrens darstellen. Ein weiteres Problem besteht darin, dass in Gl. (9) der stochastische Prozess für die langfristige NAIRU *a priori* festgelegt wird und es keine Gewähr dafür gibt, dass die entsprechende Annahme auch durch den datengenerierenden Prozess getragen wird.

## 5 Internationale Unterschiede in der NAIRU

In diesem Abschnitt werden aktuelle Schätzungen der NAIRU für ausgewählte europäische und außereuropäische Länder angegeben. Dabei erscheint es wenig sinnvoll, entsprechende Werte aus einzelnen Länderstudien zu entnehmen, da mögliche Unterschiede in den NAIRU-Schätzungen in diesem Fall bereits auf unterschiedliche Modellspezifikationen zurückzuführen sind. Aus diesem Grunde werden in diesem Abschnitt NAIRU-Schätzergebnisse der OECD (2000b) vorgestellt, für die (zumindest auf einer ersten Stufe) ein einheitlicher Schätzansatz für alle betrachteten Länder gewählt wurde. Die in Tabelle 2 enthaltenen Werte für die langfristige NAIRU wurden durch Kalman-Filter-Schätzungen einer Phillipskurvengleichung mit zeitvariabler NAIRU gewonnen. Es zeigt sich, dass die NAIRU in den 80er Jahren in praktisch allen Ländern zunahm (die USA und Portugal bilden hier eine Ausnahme). In den 90er Jahren waren die Veränderungen der NAIRU allerdings sehr unterschiedlich. In Deutschland, Finnland, Italien, Japan und Schweden ist die geschätzte NAIRU in den 90er Jahren angestiegen, während die NAIRU in Ländern wie Großbritannien, den Niederlanden, Spanien, Portugal und Irland teilweise deutlich gesunken ist.

### [Tabelle 2]

Die im ersten Teil der Tabelle 2 angegebenen Punktschätzungen der NAIRU sind mit großen Unsicherheiten behaftet. Seit den Arbeiten von Staiger et al. (1997b, 1997a) wird daher dazu übergegangen, bei Schätzungen der NAIRU auch Konfidenzintervalle anzugeben. In den beiden letzten Spalten von Tabelle 2 sind der durchschnittliche Standardfehler sowie der Standardfehler für die Schätzung im letzten Jahr angegeben. Dabei zeigt sich, dass die Unsicherheiten über die Höhe der NAIRU insbesondere für den aktuellen Rand der Schätzung teilweise ganz erheblich sind (siehe beispielsweise die Standardfehler für 1999 für Irland und Finnland).

Nicht nur aufgrund der durch die Standardfehler ausgedrückten Unsicherheit dürfen die NAIRU-Schätzungen in Tabelle 2 nicht überbewertet werden. Vergleicht man die Ergebnisse

in Tabelle 2 mit anderen Studien, so ergeben sich oftmals drastische Unterschiede, wie sich z.B. anhand von Schätzergebnissen für Deutschland demonstrieren lässt. McMorrow und Roeger (2000) schätzen ein strukturelles Phillipskurvenmodell für die Länder der Europäischen Union für den Zeitraum 1980-1999. Diese Autoren erhalten durchweg sehr breite 90%-Konfidenzintervalle für ihre NAIRU-Schätzungen. Beispielsweise würde die geschätzte NAIRU für Deutschland für 1999 im Intervall zwischen 6,8 und 10,7 Prozent liegen. Laubach (2001) findet in seinen Schätzungen einer zeitvariablen NAIRU für die G7-Länder, dass die NAIRU in Deutschland konstant geblieben oder sogar gesunken ist. Lediglich in einer letzten Spezifikation gelingt es dem Autor schließlich, für Deutschland einen Anstieg der NAIRU zu finden. Allerdings ist nun der Term  $(u_L^* - u)$  nicht mehr signifikant, so dass die “erfolgreiche” Schätzung nicht mehr auf einer Phillipskurvengleichung basiert, sondern einer Trendschätzung für die Arbeitslosenquote zu verdanken ist. Folgt man den Argumenten von Schreiber und Wolters (2002), die die Zeitreiheneigenschaften der Inflationsrate und Arbeitslosenquote in Deutschland genauer untersuchen, dann existiert für Deutschland überhaupt keine NAIRU, sondern eine langfristig negative Beziehung zwischen Inflation und Arbeitslosenquote. Auch wenn letztgenannte Resultate vorsichtig bewertet müssen (vgl. Franz, 2003, S. 15-16), zeigt diese Diskussion, dass in der Literatur trotz inzwischen sehr elaborierter Schätzverfahren nach wie vor eine extreme Unsicherheit über die Höhe der NAIRU in einzelnen Volkswirtschaften besteht.

Geht man trotz aller schätztechnischen Probleme davon aus, dass die internationalen Unterschiede in der Arbeitslosigkeit vor allem Unterschiede im Ausmaß der NAIRU widerspiegeln, sind im nächsten Schritt die Ursachen für diese Unterschiede zu untersuchen. Dies ist der Gegenstand des nächsten Abschnitts.

## **6 Mögliche Ursachen für die internationalen Unterschiede in der strukturellen Arbeitslosigkeit**

Um die Ursachen für die internationalen Unterschiede im Niveau und in der Entwicklung der langfristigen NAIRU (bzw. der natürlichen Arbeitslosenquote) aufzudecken, könnte man eine “strukturelle” Phillipskurvengleichung schätzen. In der neueren empirischen Literatur zur Analyse der Determinanten der natürlichen Arbeitslosenquote, die auf Paneldatenansätzen beruht, wird allerdings die “reduzierte-Form-Arbeitslosengleichung”, wie sie in Gl. (4) angegeben ist, als Ausgangspunkt der empirischen Untersuchungen gewählt. Ein auf dieser Gleichung basierender Regressionsansatz lautet:

$$u_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_S S_{i,t} + \beta_X X_{i,t} + \beta_Z Z_{i,t} - \gamma \Delta \pi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (10)$$

wobei die Indizes  $i$  und  $t$  für die betrachteten Länder und Perioden stehen. Die Parameter  $\alpha_i$  und  $\alpha_t$  bilden länderspezifische bzw. periodenspezifische fixe Effekte ab.<sup>22</sup> Bei  $S$ ,  $X$  und  $Z$  handelt es sich um Vektoren, die institutionelle Variablen bzw. persistente oder temporäre Schockvariablen enthalten (vgl. Abschnitt 2). Die einzelnen Beiträge in der Literatur unterscheiden sich darin, welche Regressoren aus Gl. (10) tatsächlich berücksichtigt werden und welche Parameter *a priori* auf Null restringiert werden. Die Literatur lässt sich im Prinzip in drei Gruppen einteilen. Während eine erste Gruppe die Bedeutung makroökonomischer Schocks in den Vordergrund stellt, betont eine zweite Gruppe die Rolle von Arbeitsmarktinstitutionen. Die dritte Gruppe vereinigt die Sichtweisen der beiden anderen Gruppen mit dem Argument, dass sich die internationalen Unterschiede in der Entwicklung und dem Niveau der natürlichen Arbeitslosenquote (bzw. NAIRU) nur durch die Interaktion von makroökonomischen Schocks und Arbeitsmarktinstitutionen erklären lassen. Im Folgenden werden die Begründungen und die bisherige empirische Evidenz für die verschiedenen Sichtweisen dargestellt und einer kritischen Bewertung unterzogen.

## 6.1 Der Einfluss makroökonomischer Schocks

Wie aus Tabelle 1 ersichtlich ist, ist die Arbeitslosigkeit in den 70er und 80er Jahren in nahezu allen OECD-Ländern angestiegen. Der Gleichlauf in der Entwicklung der Arbeitslosigkeit deutet auf das Auftreten globaler makroökonomischer Schocks als Ursache hin. Bei der Beantwortung der Frage, welche adversen Schocks die entscheidende Rolle gespielt haben, scheint in der Literatur inzwischen ein gewisser Konsens erreicht zu sein, während über die theoretischen Begründungen für die Schocktransmission noch Uneinigkeit besteht.<sup>23</sup> Die beiden Ölpreisschocks Mitte der 70er und Anfang der 80er Jahre haben sicherlich zum Anstieg der Arbeitslosigkeit beigetragen (vgl. Bruno und Sachs, 1985). Diese temporären Angebotschocks wurden jedoch von anderen adversen Schocks überlagert, die möglicherweise längerfristige Auswirkungen auf die natürliche Arbeitslosenquote hatten. Aus heutiger Sicht war der deutliche Rückgang des Produktivitätswachstums ab 1973 vermutlich der entscheidende Faktor für den Anstieg der Arbeitslosigkeit in den 70er Jahren. Ein oft genannter Transmissionsmechanismus basiert auf der Erwartungsanpassung von Firmen und Arbeitnehmern. So wird argumentiert, dass es mehrere Jahre dauern kann, bis sich das niedrigere Produktivitätswachs-

<sup>22</sup> In einigen Studien werden random-effects-Modelle geschätzt.

<sup>23</sup> Zu den als relevant erachteten Schocks siehe beispielsweise Blanchard und Wolfers (2000), Fitoussi et al. (2000) und Bertola et al. (2001). Zur Frage der Schocktransmission siehe Blanchard (2000).



tum in den Erwartungen widerspiegelt und entsprechend niedrigere Reallohnwachstumsraten vereinbart werden (vgl. Blanchard und Wolfers, 2000). Der Anstieg der Arbeitslosigkeit in den 80er Jahren wird dagegen oft auf den Anstieg der Realzinsen zurückgeführt. Eine Zunahme des Realzinsniveaus führt aufgrund höherer Kapitalnutzungskosten zu geringerer Kapitalakkumulation und damit auch zu geringerer Arbeitsnachfrage.<sup>24</sup> Eine andere mögliche Ursache für den Anstieg der Arbeitslosigkeit seit den 80er Jahren ist der in der Literatur intensiv diskutierte Rückgang der (relativen) Arbeitsnachfrage für gering qualifizierte Arbeitskräfte.<sup>25</sup>

Blanchard und Wolfers (2000) untersuchen in ihrer Paneldatenanalyse für 20 OECD-Länder (unter anderem), ob sich die Entwicklung der Arbeitslosigkeit in den OECD-Ländern alleine durch makroökonomische Schocks erklären lässt. Anstelle von Gl. (10) schätzen die Autoren folgende Gleichung für den Zeitraum 1960-95 (vgl. Blanchard und Wolfers, 2000, Tabelle 4):

$$u_{i,t} = \alpha_i + \beta_X X_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (11)$$

Die Vernachlässigung der Veränderung der Inflationsrate mag damit gerechtfertigt werden, dass als Perioden die Durchschnittswerte von Fünfjahreszeiträumen betrachtet werden. Als makroökonomische Schockvariablen werden nur persistente Schocks betrachtet; temporäre Angebotsschocks wie Ölpreisschocks oder Importpreisschocks werden vernachlässigt. Eine Variable aus dem  $X$ -Vektor ist der Realzinssatz, der für jedes Land als langfristiger Nominalzinssatz auf staatliche Schuldtitel abzüglich eines Fünfjahresdurchschnitts vergangener Inflationsraten ermittelt wird. Eine weitere Schockvariable ist die Produktivitätswachstumsrate (in Niveaus), die auf der Grundlage der totalen Faktorproduktivität (dem Solow-Residuum) berechnet wird. Neben diesen beiden Variablen nehmen Blanchard und Wolfers (2000) noch eine modifizierte Lohnquotenvariable auf, welche die durch “downsizing” und “lean production” verursachte Veränderung der Arbeitsnachfrage repräsentieren soll. Der Rückgang der relativen Arbeitsnachfrage nach gering qualifizierten Arbeitskräften wird dagegen nicht berücksichtigt.

Die Tatsache, dass nur persistente Schocks betrachtet werden, ist beispielsweise von Nickell et al. (2003) kritisiert worden. Die Aufnahme der Produktivitätswachstumsrate in Ni-

<sup>24</sup> Andere mögliche Begründungen für die Abhängigkeit der natürlichen Arbeitslosenquote vom Realzinsniveau finden sich in Phelps (1994).

<sup>25</sup> Zu einem Literaturüberblick siehe beispielsweise Beissinger und Möller (2000), S. 110-125.

veaus widerspricht auch obiger Argumentation, dass es die *Änderungen* der Produktivitätswachstumsrate sind, die aufgrund einer trägen Erwartungsanpassung vorübergehend die Arbeitslosenquote beeinflussen können. Wie bereits in Abschnitt 2 ausgeführt wurde, ist die Interpretation des Realzinssatzes als makroökonomische Schockvariable ebenfalls nicht unproblematisch, da es sich bei dieser Größe um eine endogene Variable handelt, die sich aus ganz unterschiedlichen Gründen ändern kann. Ein weiteres Problem stellt die empirische Ermittlung der erwarteten Inflationsrate dar, die für die Berechnung des Realzinssatzes benötigt wird. Je nach modellierter Erwartungsbildung ergeben sich deutliche Unterschiede in den resultierenden Realzinszeitreihen.

Den Schätzergebnissen von Blanchard und Wolfers (2000) zufolge kommt dem Produktivitätswachstum und der Realzinsentwicklung eine entscheidende Bedeutung für die Erklärung der Entwicklung der Arbeitslosigkeit zu.<sup>26</sup> Ein Rückgang des Produktivitätswachstums von 3 Prozent, wie er in einigen Ländern zu Beginn der 70er Jahre zu beobachten war, führt demnach zu einem Anstieg der Arbeitslosenquote von etwa 1,5 Prozent. Eine Zunahme der Realzinsen um 5 Prozent, wie er in den 80er Jahren im Vergleich zu den 70er Jahren zu verzeichnen war, bewirkt den Schätzergebnissen zufolge einen Anstieg der Arbeitslosenquote von etwa 3 Prozent. Eine große Wirkung von Realzinsänderungen auf die Entwicklung der Arbeitslosigkeit wird auch in anderen Studien nachgewiesen. So werden in Scarpetta (1996) ein bis drei Prozentpunkte des Anstiegs der Arbeitslosigkeit in 17 OECD-Ländern von 1971-93 durch den Anstieg der Realzinsen erklärt. Logeay und Tober (2003) schätzen ein Phillipskurvenmodell mit zeitvariabler NAIRU auf Grundlage des Kalman-Filters, wobei die Entwicklung der langfristigen NAIRU zusätzlich durch persistente Schockvariablen erklärt wird. Ihren Ergebnissen zufolge ist die Hälfte des Anstiegs der NAIRU im Euroraum im Zeitraum 1975-1992 auf den Anstieg der Realzinsen zurückzuführen.

Diese Studien belegen, dass globale makroökonomische Schocks einen wichtigen Beitrag für die Erklärung des Anstiegs der Arbeitslosigkeit in den 70er und 80er Jahren leisten können. Blanchard und Wolfers weisen allerdings nach, dass die länderspezifischen Unterschiede in der Entwicklung der Arbeitslosigkeit in diesen Jahrzehnten nicht alleine durch länderspezifische Unterschiede im Ausmaß der makroökonomischen Schocks erklärt werden können. Diese Beobachtung legt die Vermutung nahe, dass die in Gl. (10) enthaltenen institutionellen

---

<sup>26</sup> Bertola et al. (2001), Tabelle 5, erhalten in einer Regression der Arbeitslosenquote auf makroökonomische Schocks vergleichbare Ergebnisse. Phelps und Zoega (1998) betonen ebenfalls die Bedeutung des Realzinsanstiegs in den 80iger Jahren. Für die 70er Jahre stellen sie die adversen Auswirkungen der Ölpreisschocks in den Vordergrund.

Variablen ebenfalls zur Erklärung der Arbeitslosigkeit herangezogen werden müssen. Hinzu kommt, dass in den neunziger Jahren deutliche Divergenzen in der Entwicklung der Arbeitslosigkeit zu beobachten waren, so dass *globale* makroökonomische Schocks als Erklärung für diesen Zeitraum wenig plausibel erscheinen. Der deutliche Rückgang der Arbeitslosigkeit, der sich in den 90er Jahren in einigen Ländern (z.B. Dänemark, Niederlande und Irland) vollzog, scheint vielmehr die Konsequenz institutioneller Reformen zu sein.

## 6.2 Der Einfluss von Institutionen

Die Diskussion im letzten Abschnitt legte den Schluss nahe, dass neben makroökonomischen Schocks auch der jeweilige institutionelle Rahmen bei der Erklärung der Arbeitslosigkeit berücksichtigt werden muss. Es gibt allerdings eine ganze Reihe von Studien, die die Bedeutung makroökonomischer Schocks herunterspielen und stattdessen die Unterschiede im Niveau und in der Entwicklung der Arbeitslosigkeit ganz oder größtenteils auf länderspezifische Arbeitsmarktinstitutionen zurückführen.<sup>27</sup> Diese Studien lassen sich in zwei Gruppen einteilen, je nachdem, ob sie in ihrem Schätzansatz für makroökonomische Schocks kontrollieren, oder nicht. In der ersten Gruppe von Studien werden von vorne herein persistente Schocks ( $X$ ) und temporäre Schocks ( $Z$ ) als mögliche Determinanten der Arbeitslosenquote vernachlässigt. Zu dieser Gruppe zählen die Arbeiten von Elmeskov et al. (1998), Nickell und Layard (1999) und Belot und van Ours (2000, 2001), deren Modellspezifikationen und Ergebnisse in Tabelle 3 zusammengefasst sind.<sup>28</sup> Anstelle von Gl. (10) wird in diesen Studien folgende Gleichung geschätzt:

$$u_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_S S_{i,t} - \gamma \Delta \pi_{i,t} + \varepsilon_{i,t}. \quad (12)$$

Dieser Schätzansatz weist allerdings einige Probleme auf. Wird diese Gleichung nämlich mit *jährlichen* Daten wie in Elmeskov et al. (1998) geschätzt, dann ergibt sich unmittelbar das Problem verzerrter Schätzergebnisse, da wesentliche Bestimmungsgründe für die Kurzfristedynamik der Arbeitslosenquote (hierzu gehören die in  $X$  und  $Z$  enthaltenen Variablen sowie verzögerte Arbeitslosenterme zur Abbildung von Persistenzeffekten) nicht modelliert werden. Stattdessen wird die Kurzfristedynamik der Arbeitslosenquote (neben der Veränderung der

<sup>27</sup> Zu einem detaillierten Überblick und einer kritischen Bewertung dieser Studien siehe Baker et al. (2002).

<sup>28</sup> Die Studie von Nickell und Layard (1999) enthält in weitgehend unveränderter Form auch die Ergebnisse von Nickell (1997) und Nickell (1998), so dass diese Vorgängerstudien im Folgenden nicht mehr explizit aufgeführt werden.

Inflationsrate) nur mit institutionellen Variablen erklärt, die sich sehr träge (oder überhaupt nicht) ändern.<sup>29</sup>

Um dieses Problem zu entschärfen, werden in den genannten anderen Studien anstelle von Jahresdaten die Durchschnitte von Fünf- oder Sechsjahreszeiträumen verwendet. Mit dieser Vorgehensweise sollen Konjunktoreffekte eliminiert werden (vgl. Belot und van Ours, 2001, S. 409). Ergänzend lässt sich damit auch die Vernachlässigung temporärer Angebotsschocks rechtfertigen. Der Vergleich von Gl. (12) mit Gl. (10) macht aber deutlich, dass die Nichtberücksichtigung möglicher persistenter Schockvariablen immer noch zu einem “omitted variable bias” führen kann. Ein Indiz für die Relevanz dieses Problems ergibt sich beispielsweise aus den Schätzergebnissen von Belot und van Ours (2001). In den Modellvarianten, in denen Gl. (12) mit länder- und periodenspezifischen fixen Effekten (ohne Interaktionsterme) geschätzt wird, erweisen sich *alle* Institutionenvariablen als insignifikant.

Es stellt sich auch die Frage, warum in den Studien, die zur Eliminierung von Konjunktoreffekten jeweils mehrere Jahre zu einer Periode zusammenfassen, noch die Veränderung der Inflationsrate als Regressor aufgenommen wird. Bertola et al. (2001, S. 19) begründen diese Vorgehensweise mit den Worten: “This allows the data to resolve the essentially empirical question of the extent to which unemployment can deviate from its medium-run equilibrium level over the five year periods considered.” Die theoretische Analyse in Abschnitt 2 machte allerdings deutlich, dass  $\Delta\pi$  Preisüberraschungen abbildet, die sich auf die Existenz nomineller Rigiditäten zurückführen lassen. Die Veränderung der Inflationsrate ist daher das Resultat (eher kurzfristiger) Ungleichgewichtssituationen, die durch das Abweichen der aktuellen Arbeitslosenquote von der NAIRU verursacht werden. So verweist beispielsweise auch Stiglitz (1997, S. 3f.) darauf, dass sich der theoretische Rahmen zur NAIRU im Wesentlichen als eine Beschreibung der ökonomischen Anpassungsvorgänge außerhalb des Gleichgewichts auffassen lässt. Im langfristigen Gleichgewicht kann die Inflationsrate (in Abhängigkeit von der Geldpolitik) dagegen jeden Wert auf der vertikalen Phillipskurve annehmen. Bei der Veränderung der Inflationsrate über längere Zeiträume kann es sich deshalb auch um die Veränderung der langfristig gleichgewichtigen Inflationsrate handeln. Es besteht daher die Möglichkeit, dass die Veränderung der Inflationsrate in den besagten Studien mit Fünf- oder Sechsjahreszeiträumen etwas anderes misst als ursprünglich im theoretischen Modell intendiert wurde.

---

<sup>29</sup> Schätzungen mit  $\Delta\pi$  als Regressor führen in Elmeskov et al. (1998) zu wenig überzeugenden Schätzergebnissen, was diese Autoren dazu veranlasst, die Variable  $\Delta\pi$  *ad hoc* durch das output gap zu ersetzen.

Die zentrale Kritik an der ersten Gruppe von Studien, die an der mangelnden Berücksichtigung makroökonomischer Schocks ansetzt, gilt nicht für die Studie von Nickell et al. (2003), in der derartige Kontrollvariablen in die Schätzgleichung aufgenommen werden. Der Regressionsansatz von Nickell et al. (2003) lautet:

$$u_{i,t} = \alpha_i + \alpha_t + \beta_S S_{i,t} + \beta_X X_{i,t} + \beta_Z Z_{i,t} + \delta u_{i,t-1} + \rho_i t - \gamma \Delta^2 m_{i,t} + \varepsilon_{i,t}, \quad (13)$$

Da Jahresdaten betrachtet werden, wird zur Abbildung der Kurzfristedynamik auch die verzögerte Arbeitslosenquote als Regressor aufgenommen. Anstelle der Veränderung der Inflationsrate wird die Veränderung der Geldmengenwachstumsrate (also die zweite Differenz des Logarithmus des Geldangebots  $m$ ) herangezogen. Als persistenter Schock wird der Realzinsatz in die Schätzgleichung aufgenommen. Bei den temporären Schocks handelt es sich um die *Veränderung* der Produktivitätswachstumsrate, Arbeitsnachfrageschocks und reale Importpreisschocks. Im Vektor  $S$  befinden sich auch einige Terme, die die Interaktion zwischen ausgewählten institutionellen Variablen abbilden. Die Aufnahme eines länderspezifischen Trends ist im Vergleich zu allen anderen Studien ungewöhnlich.

### [Tabelle 3]

Betrachtet man nun die in Tabelle 3 dokumentierten Schätzergebnisse aller genannten Studien etwas genauer, so zeigen sich für bestimmte Variablen zumindest bezüglich der Vorzeichen Übereinstimmungen.<sup>30</sup> Beispielsweise scheint eine Erhöhung der Ersatzquote (replacement ratio) und des Steuerkeils (tax wedge) in allen genannten Studien die Arbeitslosigkeit zu erhöhen, während eine stärkere Koordination bei den Lohnverhandlungen und aktive Arbeitsmarktpolitik einen wirksamen Beitrag zur Reduktion der Arbeitslosigkeit leisten.<sup>31</sup> Die Dauer, mit der Arbeitslosenunterstützung gewährt wird, trägt in den Studien von Nickell und Layard (1999) und Nickell et al. (2003) zur Erhöhung der Arbeitslosigkeit bei. Diese Variable wird in den anderen Studien allerdings nicht in den Schätzansatz aufgenommen. Die Wirkung von Kündigungsschutzbestimmungen ist in den Studien nicht eindeutig. Während diese Variable in Nickell und Layard (1999) und Nickell et al. (2003) insignifikant ist, wird in Elmeskov et al. (1998) ein positiver Einfluss gefunden. Dagegen erhalten Belot und van Ours (2000,

<sup>30</sup> Aus Tabelle 3 sind die zum Teil erheblichen Variationen in der Größe der Schätzkoeffizienten nicht ersichtlich. Für einen detaillierten Vergleich der Schätzkoeffizienten sei auf Baker et al. (2002) verwiesen. Ein derartiger Vergleich ist aufgrund von Interaktionstermen und teilweise nichtlinearen Schätzungsansätzen nicht ganz einfach und macht die Kenntnis der in den Studien benutzten Daten erforderlich.

<sup>31</sup> Der Einfluss der aktiven Arbeitsmarktpolitik kann in den Studien von Belot und van Ours (2000, 2001) und Nickell et al. (2003) allerdings nicht untersucht werden, da diese Zeitreihe nicht für den Zeitraum seit 1960 vorhanden ist.

2001) in den Schätzgleichungen ohne institutionelle Interaktionsterme sogar ein negatives Vorzeichen für diese Variable, d.h. striktere Kündigungsschutzvorschriften bewirken sogar eine Reduktion der Arbeitslosigkeit.<sup>32</sup> Unklare Effekte ergeben sich auch bezüglich des gewerkschaftlichen Organisationsgrads (union density). Während diese Variable in Nickell und Layard (1999) und Belot und van Ours (2000, 2001) einen positiven Einfluss besitzt, wird in Elmeskov et al. (1998) und Nickell et al. (2003) kein signifikanter Effekt gefunden.<sup>33</sup> Es darf allerdings bezweifelt werden, dass der gewerkschaftliche Organisationsgrad eine geeignete Variable darstellt, um den Einfluss der Gewerkschaften auf die Lohnbildung zu messen. Würde diese Variable tatsächlich die Gewerkschaftsmacht widerspiegeln, dann hätte Frankreich mit einem gewerkschaftlichen Organisationsgrad von derzeit etwa 10 Prozent im internationalen Vergleich die schwächsten Gewerkschaften vorzuweisen. Selbst in den USA mit 14 Prozent und in Großbritannien mit 35 Prozent wäre der Einfluss der Gewerkschaften gewichtiger.<sup>34</sup> Eine Variable, die den Einfluss von Gewerkschaften eher zum Ausdruck bringt, dürfte der Tarifbindungsgrad (union coverage) sein. Diese Variable wird allerdings nur in dem Schätzansatz von Nickell und Layard (1999) aufgenommen und führt dort zu höherer Arbeitslosigkeit.

Aufgrund der von Studie zu Studie wechselnden Signifikanz bestimmter institutioneller Variablen lässt sich fragen, welche Schlussfolgerungen aus den Ergebnissen dieser Studien gezogen werden können. Die Unklarheiten, insbesondere im Hinblick auf wirtschaftspolitische Reformempfehlungen, werden dadurch verstärkt, dass die Stärke der Effekte für einzelne institutionelle Variablen zwischen den Studien erheblich schwankt, selbst wenn dieselbe Wirkungsrichtung auf die Arbeitslosenquote gefunden wird. Ein weiteres Problem besteht darin, dass für bestimmte institutionelle Regelungen, deren mögliche Relevanz für die Erklärung der Arbeitslosigkeit kaum bezweifelt wird, bedauerlicherweise (noch) keine Zeitreiheninformationen vorliegen. Zwar wurden in den letzten beiden Dekaden große Anstrengungen unternommen, um eine international vergleichbare Datenbasis zur Messung institutioneller Regelungen zu schaffen, dennoch werden viele Aspekte realer Arbeitsmärkte nur unvollkommen oder noch überhaupt nicht erfasst (vgl. Nickell, 2003). Hierzu gehören unter anderem die Kriterien, die für den Erhalt von Arbeitslosenunterstützung erfüllt sein müssen. Diese Kriterien wurden beispielsweise in Dänemark in den 90er Jahren zusammen mit der

---

<sup>32</sup> Diese Schätzgleichungen stellen allerdings nicht die präferierte Modellspezifikation dieser Autoren dar. Sie entsprechen aber am ehesten der Spezifikation in Nickell und Layard (1999), in der auch auf Interaktionsterme verzichtet wird.

<sup>33</sup> Nickell et al. (2003) finden allerdings, dass die Veränderung des gewerkschaftlichen Organisationsgrads einen Einfluss auf die Arbeitslosenquote besitzt.

<sup>34</sup> Zu den Daten zum gewerkschaftlichen Organisations- und Tarifbindungsgrad siehe z.B. Ochel (2001).

Kontrolle ihrer Einhaltung drastisch verschärft. Das dänische Arbeitsministerium ist davon überzeugt, dass diese Maßnahmen (bei weiterhin hoher Arbeitslosenunterstützung) wesentlich zum Rückgang der Arbeitslosigkeit beigetragen haben (vgl. Nickell et al., 2003, S. 400). Da derartige institutionelle Änderungen mangels vorhandener Daten im Schätzansatz nicht berücksichtigt werden können, ergibt sich wiederum das Problem des “omitted variable bias”.

Für andere Variablen, wie beispielsweise den Koordinationsgrad bei Lohnverhandlungen, liegen zwar Daten vor, doch die Konstruktion dieser Daten ist äußerst problematisch. Aus der Literatur zur Wirkung des Zentralisierungsgrads der Lohnverhandlungen und des Korporatismusgrads einer Ökonomie ist bekannt, dass die Verwendung unterschiedlicher Indizes zu einer großen Bandbreite an Ergebnissen führt.<sup>35</sup> In obigen Studien wird diesen Variablen teilweise eine unplausibel große Bedeutung zugemessen. Beispielsweise führt in Nickell et al. (2003) eine Zunahme des Koordinationsindex (mit den Ausprägungen 1-3) um eine Einheit zu einer Reduktion der Arbeitslosigkeit im Ausmaß von 6,4 bis 7,2 Prozentpunkten.<sup>36</sup> Probleme ergeben sich auch bei der Konstruktion von Indizes, die das Ausmaß an Kündigungsschutzbestimmungen erfassen sollen (vgl. Addison et al., 2000 und Bertola et al., 2000).

Die Signifikanz mancher institutioneller Indizes und Variablen in den Schätzergebnissen ist möglicherweise zu einem gewissen Grad auch durch den Forschungsprozess selbst bedingt. Auf diesen Aspekt verweisen auch Blanchard und Wolfers (2000, S. C22): “One must worry however that these results are in part the result of research Darwinism. The measures (...) have all been constructed *ex-post facto*, by researchers who were not unaware of unemployment developments. When constructing a measure of employment protection for Spain, it is hard to forget that unemployment in Spain is very high... Also, given the complexity in measuring institutions, measures which do well in explaining unemployment have survived better than those that did not”.

Ein weiteres Problem bei der Interpretation der Ergebnisse in diesen Studien, das leider selten thematisiert wird, ist die Möglichkeit der umgekehrten Kausalität. Eine positive Korrelation zwischen bestimmten institutionellen Regelungen und Arbeitslosigkeit ist nicht notwendigerweise ein Beleg für die unterstellte kausale Wirkung von Institutionen auf die Arbeitslosigkeit. Es ist auch denkbar, dass beispielsweise die Höhe und Dauer von Arbeitslosen-

---

<sup>35</sup> Zur Vielfalt an Koordinations- und Zentralisationsindizes siehe beispielsweise Calmfors et al. (2001), Kap. 5. Zur Sensitivität der Ergebnisse in Reaktion auf eine geringfügige Veränderung der Länderklassifikation siehe auch Aidt und Tzannatos (2003).

<sup>36</sup> Vgl. die Kritik von Baker et al (2002), S. 33.

unterstützungszahlungen oder Steuern als Reaktion auf einen Anstieg der Arbeitslosigkeit erhöht wurden. Die von Elmeskov et al. (1998) in ihrem Anhang durchgeführten Granger-Kausalitätstests führen für einige Länder zum Beleg dieser These. Allerdings wird in keiner der genannten Studien für die mögliche Endogenität von Institutionen kontrolliert.

### 6.3 Die Interaktion von Schocks und Institutionen

Während in den bislang beschriebenen Ansätzen (mit Ausnahme der Studie von Nickell et al., 2003) von vorne herein eine Festlegung auf makroökonomische Schocks oder institutionelle Regelungen als Determinanten der Arbeitslosigkeit erfolgte, vertreten Blanchard und Wolfers (2000) die Auffassung, dass die internationalen Unterschiede im Niveau und der Entwicklung der Arbeitslosigkeit nur durch die Interaktion von makroökonomischen Schocks und Arbeitsmarktinstitutionen erklärt werden können. In dieser Interpretation ist der Anstieg der Arbeitslosigkeit vor allem auf makroökonomische Schocks zurückzuführen, während die länderspezifischen Auswirkungen dieser Schocks entscheidend durch das jeweilige institutionelle Umfeld beeinflusst werden. Um diese These zu überprüfen, schätzen Blanchard und Wolfers (2000) folgende Gleichung für 20 OECD-Länder von 1960-95:<sup>37</sup>

$$u_{i,t} = \alpha_i + (\beta_X X_{i,t})(1 + \beta_S S_i) + \varepsilon_{i,t}. \quad (14)$$

Wie in Abschnitt 6.1 bereits dargelegt wurde, betrachten Blanchard und Wolfers (2000) in ihrer Analyse nur persistente Schocks, nämlich das Produktivitätswachstum (in Niveaus), den Realzinssatz und eine Lohnquotenvariable, die Arbeitsnachfrageschocks repräsentieren soll. Die Wirkung dieser Schocks wird durch die im Vektor  $S$  enthaltenen *zeitinvarianten* Institutionen beeinflusst. Es wird hier also im Gegensatz zu den im vorhergehenden Abschnitt beschriebenen Studien nicht der Versuch unternommen, die Entwicklung der Arbeitslosigkeit durch die Veränderung institutioneller Regelungen zu erklären. Diese Vorgehensweise wird mit dem Argument gerechtfertigt, dass sich der institutionelle Rahmen im Zeitablauf kaum geändert habe. Die meisten Koeffizienten der verwendeten institutionellen Variablen sind signifikant und weisen das erwartete Vorzeichen auf. Ein Vergleich der tatsächlichen Entwicklung der Arbeitslosigkeit mit den gefitteten Werten des Modells deutet darauf hin, dass der gewählte Schätzansatz in befriedigender Weise die heterogene Entwicklung der Arbeitslosigkeit in den einzelnen OECD-Ländern nachzeichnen kann.

---

<sup>37</sup> Siehe Blanchard und Wolfers (2000), Gl. (2) und Tabelle 5. Die Parameter werden mit einer nichtlinearen Kleinstquadrateschätzung ermittelt.



Auch die Studie von Blanchard und Wolfers (2000) ist jedoch nicht frei von Problemen. Die im vorhergehenden Abschnitt formulierte Kritik an der Zuverlässigkeit und dem Aussagegehalt der institutionellen Variablen trifft natürlich auch für diese Studie zu. Zudem weisen Blanchard und Wolfers (2000) darauf hin, dass ihre Ergebnisse nicht robust gegenüber Änderungen der Modellspezifikation sind. In einer Regression, die andere Maße für die Ersatzquote benutzt, werden die Kündigungsschutzvariable und der Steuerkeil insignifikant, und der gewerkschaftliche Organisationsgrad ist nur noch auf dem 10-Prozent Niveau signifikant (diese Variablen sind in der präferierten Schätzung signifikant). Wird für die Ersatzquote eine in der Zeit veränderliche Variable benutzt, was natürlich vorzuziehen wäre, sind die drei genannten Variablen sowie die Ersatzquotenvariablen insignifikant. Auf der Grundlage der letztgenannten Ergebnisse wäre zu folgern, dass weder Steuern, noch Gewerkschaften, noch das System der Arbeitslosenunterstützung oder der Umfang des Kündigungsschutzes zur Erklärung für die unterschiedliche Entwicklung der Arbeitslosigkeit beitragen.

Basierend auf dem Ansatz (und den Daten) von Blanchard und Wolfers (2000) untersuchen auch Bertola et al. (2001) die Interaktion von makroökonomischen Schocks und Institutionen für 20 OECD-Länder für den Zeitraum 1960-1995. Zusätzlich zu den in Blanchard und Wolfers (2000) betrachteten makroökonomischen Schocks berücksichtigen Bertola et al. (2001) auch den möglichen Einfluss demographischer Veränderungen auf die Arbeitslosenquote, indem sie als zusätzliche Schockvariable noch den Anteil Jugendlicher (im Alter zwischen 15 und 24 Jahren) an der Gesamtbevölkerung (über 15 Jahre alt) in den Schätzansatz aufnehmen. Wird der in Gl. (14) beschriebene Ansatz (unter zusätzlicher Berücksichtigung der Veränderung der Inflationsrate) geschätzt, stellt sich die demographische Variable als insignifikant heraus. Werden zusätzlich Periodendummies in die Schätzgleichung aufgenommen, leistet die demographische Variable einen Beitrag zur Erklärung der Arbeitslosigkeit. Demnach führt eine Zunahme des Anteils Jugendlicher an der Bevölkerung zu einem Anstieg der aggregierten Arbeitslosenquote. In beiden betrachteten Regressionsschätzungen ist allerdings die Ersatzquote, der gewerkschaftliche Organisationsgrad, der Tarifbindungsgrad und die Variable für aktive Arbeitsmarktpolitik insignifikant. Diese Schätzergebnisse sprechen kaum für eine wichtige Rolle von Arbeitsmarktinstitutionen bei der Erklärung der Arbeitslosigkeit, während allerdings Bertola et al. (2001) das "Schock-Institutionen-Modell" durch ihre Schätzergebnisse in überzeugender Weise bestätigt sehen.

Eine weitere Studie, die die Interaktion von makroökonomischen Schocks und Institutionen untersucht, stammt von Fitoussi et al. (2000). Bei diesen Autoren wird die Arbeitslosen-

quote zunächst auf die verzögerte Arbeitslosenquote, die Veränderung der Inflationsrate sowie auf makroökonomische Schockvariablen regressiert. Es wird angenommen, dass die Wirkung der Schocks für alle Länder bis auf einen Skalierungsfaktor, einen so genannten Sensitivitätskoeffizienten, identisch ist. Der Sensitivitätskoeffizient soll das Ausmaß der Reallohnrigidität in einer Ökonomie zum Ausdruck bringen. Das große Problem bei dieser Untersuchung ist aber, dass die Schätzung ausgerechnet für die USA, Großbritannien, Kanada, Irland und die Niederlande die größten Werte für den Skalierungsfaktor ergibt. Demnach wäre das Ausmaß der Reallohnrigidität in diesen Ländern am größten und makroökonomische Schocks hätten daher in diesen Ländern die gravierendsten Auswirkungen. In einem zweiten Schritt werden die Parameterwerte aus der ersten Regression durch institutionelle Variablen erklärt. Da aber die Parameterwerte offensichtlich bereits unplausibel sind, soll hier nicht weiter auf die Ergebnisse dieser Studie eingegangen werden.

## **7 Zusammenfassung und Schlussfolgerungen**

In diesem Beitrag werden die wichtigsten Erkenntnisse zu Ausmaß und Ursachen der strukturellen Arbeitslosigkeit in Europa vor dem Hintergrund eines einheitlichen theoretischen Bezugsrahmens zusammengefasst, erklärt und bewertet. In der Literatur wird die strukturelle Arbeitslosigkeit üblicherweise als diejenige Arbeitslosigkeit interpretiert, die langfristig mit einer konstanten Inflationsrate vereinbar ist. Mit Schätzungen der langfristigen NAIRU soll daher der Anteil an der aktuellen Arbeitslosenquote identifiziert werden, der nur von den institutionellen Gegebenheiten auf dem Güter- und insbesondere dem Arbeitsmarkt beeinflusst wird. Eine hohe langfristige NAIRU deutet auf die Notwendigkeit institutioneller Reformen hin. Um die richtigen Reformmaßnahmen zu identifizieren, werden "reduzierte-Form-Arbeitslosengleichungen" geschätzt, bei denen die Arbeitslosenquote vor allem auf institutionelle Variablen regressiert wird. Aus den Ergebnissen dieser Studien werden dann Reformvorschläge abgeleitet, die zu einer Reduktion der Arbeitslosigkeit führen sollen.

In dieser Arbeit werden allerdings starke Bedenken geäußert, die Ergebnisse dieser Literatur zur Grundlage wirtschaftspolitischer Reformempfehlungen zu machen. Die Probleme beginnen schon bei der Gleichsetzung von langfristiger NAIRU und struktureller Arbeitslosigkeit. Wie gezeigt wurde, wird die langfristige NAIRU auch von persistenten makroökonomischen Schocks beeinflusst. Studien, die dies berücksichtigen, finden üblicherweise einen starken Einfluss derartiger Schockvariablen, wie beispielsweise dem Realzinsniveau, auf die langfristige NAIRU. Des Weiteren besteht die Möglichkeit, dass die langfristige NAIRU in

Zeiten niedriger Inflation höher ist und die Geldpolitik somit langfristige Auswirkungen auf das Niveau der Arbeitslosigkeit besitzt. Nichtlinearitäten in der Beziehung von Inflation und Arbeitslosigkeit, sowie Persistenzeffekte führen außerdem dazu, dass das durchschnittliche Niveau der Arbeitslosigkeit in einer Ökonomie auch durch die Stabilisierungspolitik beeinflusst wird.

Betrachtet man die Ergebnisse der NAIRU-Schätzungen in der Literatur, so fällt vor allem die große Unsicherheit auf, mit der derartige Schätzungen behaftet sind. Die beispielsweise für Deutschland publizierten Ergebnisse zur Entwicklung der NAIRU in den letzten Jahrzehnten reichen von einem deutlichen Anstieg bis zu einem Rückgang der NAIRU, oder stellen die Existenz der NAIRU ganz in Abrede. Aus den empirischen Schwierigkeiten einer zuverlässigen Bestimmung der NAIRU wird hier allerdings nicht der Schluss gezogen, dass es sich bei der NAIRU um "Not An Interesting Rate of Unemployment" handle [Cross, 1993, S. 121] – schließlich beruht das NAIRU-Konzept auf soliden theoretischen Grundlagen. Allerdings erscheint die direkte Verknüpfung von Schätzungen der NAIRU mit wirtschaftspolitischen Reformvorschlägen aufgrund der großen Bandbreite an Schätzergebnissen sachlich kaum gerechtfertigt zu sein.

Bei der Ursachenforschung für die internationalen Unterschiede in Entwicklung und Niveau der langfristigen NAIRU zeigt sich, dass makroökonomischen Schocks eine wichtige Rolle zur Erklärung der Entwicklung der Arbeitslosigkeit zukommt. Die internationalen Unterschiede in der Höhe der Arbeitslosigkeit lassen sich allerdings nicht alleine durch derartige Schocks erklären. Dies deutet auf länderspezifische Unterschiede in der Transmission makroökonomischer Schocks hin, die ihre Wurzel in unterschiedlichen institutionellen Regelungen auf dem Arbeitsmarkt haben. Empirischen Studien, die bei der Erklärung der Arbeitslosigkeit sowohl den Einfluss makroökonomischer Schocks als auch den Einfluss von Institutionen berücksichtigen, kommt eine größere Plausibilität zu als Studien, die sich bei der Erklärung ausschließlich auf den Einfluss von Institutionen konzentrieren und sich dem Vorwurf der Fehlspezifikation ausgesetzt sehen. Allen Studien gemeinsam sind aber massive Datenprobleme, die sich aus der Tatsache ergeben, dass sich institutionelle Regelungen auf aggregierter Ebene nur schwer durch geeignete Variablen abbilden lassen. Die detaillierte Betrachtung der einzelnen Studien macht zudem die geringe Robustheit und die Vielfalt der Schätzergebnisse deutlich.

Aus dieser vergleichsweise negativen Beurteilung des derzeitigen Forschungsstandes soll hier allerdings nicht der Schluss gezogen werden, dass die Anwendung makroökonomischer Verfahren zur Ermittlung von Ausmaß und den Determinanten der langfristigen NAIRU nicht zu einem Erkenntnisgewinn beitragen können. Ein derartiger Erkenntnisgewinn ist allerdings nur möglich, wenn in den einzelnen Studien zur Ermittlung der NAIRU in sehr viel stärkerem Ausmaß als bislang üblich eine “encompassing strategy” verfolgt wird. Neue Studien zur Schätzung der NAIRU könnten beispielsweise von einem “hybriden” Schätzansatz ausgehen, in dem verschiedene Schätzgleichungen aus der Literatur als Spezialfälle enthalten sind. Durch entsprechende Tests könnte dann ermittelt werden, welcher Spezifikation der Vorzug zu geben ist und welche Ergebnisse aus der Literatur aufgrund einer falschen Modellspezifikation als wenig glaubhaft abzulehnen sind. Eine weitere Möglichkeit zur Bewertung der widersprüchlichen Ergebnisse in der Literatur bestünde in der Erstellung von Metastudien, wie sie beispielsweise von Stanley und Jarrell (1989) und Stanley (2001) vorgeschlagen werden.

## Literatur

- Addison, J. T., Teixeira, P., und Grosso, J.-L. (2000). The Effect of Dismissals Protection on Employment: More on a Vexed Theme. *Southern Economic Journal*, 67(1), 105-122.
- Aidt, T., und Tzannatos, Z. (2003). The Cost and Benefits of Bargaining. University of Cambridge, mimeo.
- Akerlof, G. A., Dickens, W. T., und Perry, G. L. (1996). The Macroeconomics of Low Inflation. *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 1-59.
- Apel, M., und Jansson, P. (1998). System Estimates of Potential Output and the NAIRU. *Empirical Economics*, 24, 373-388.
- Baker, D., Glyn, A., Howell, D., und Schmitt, J. (2002). Labor Market Institutions and Unemployment: A Critical Assessment of the Cross-Country Evidence. CEPA Working Paper 2002-17, Center for Economic Policy Analysis, New York.
- Ball, L. (1997). Disinflation and the NAIRU. In C. Romer und D. Romer (Hrsg.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy* (S. 167-185). Chicago: University of Chicago Press.
- Ball, L. (1999). Aggregate Demand and Long-Term Unemployment. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 189-236.

- Ball, L., und Mankiw, N. G. (2002). The NAIRU in Theory and Practice. *Journal of Economic Perspectives*, 16(4), 115-136.
- Bean, C. R. (1994). European Unemployment: A Survey. *Journal of Economic Literature*, 32(2), 573-619.
- Beissinger, T. (1996). *Inflation und Arbeitslosigkeit in der Bundesrepublik Deutschland. Eine Analyse anhand von Modellen mit unvollkommenem Wettbewerb*. Marburg: Metropolis.
- Beissinger, T., und Knoppik, C. (2001). Downward Nominal Rigidity in West-German Earnings, 1975-95. *German Economic Review*, 2(4), 385-418.
- Beissinger, T., und Knoppik, C. (2003). Sind Nominallöhne starr? Neuere Evidenz und wirtschaftspolitische Implikationen. IZA Discussion Paper No. 800. Erscheint in: Perspektiven der Wirtschaftspolitik.
- Beissinger, T., und Möller, J. (2000). Unemployment: Theoretical Explanations. In H. Wagner (Hrsg.), *Globalization and Unemployment* (S. 89-133). Berlin etc.: Springer.
- Belot, M., und van Ours, J. C. (2000). Does the Recent Success of Some OECD Countries in Lowering their Unemployment Rates Lie in the Clever Design of their Labour Market Reforms? IZA Discussion Paper No. 147, Bonn.
- Belot, M., und van Ours, J. C. (2001). Unemployment and Labor Market Institutions: An Empirical Analysis. *Journal of the Japanese and International Economies*, 15(4), 403-418.
- Bertola, G., Blau, F. D., und Kahn, L. M. (2001). Comparative Analysis of Labor Market Outcomes: Lessons for the US from International Long-Run Evidence. NBER Working Paper No. 8526.
- Bertola, G., Boeri, T., und Cazes, S. (2000). Employment Protection in Industrialized Countries: The Case for New Indicators. *International Labour Review*, 139(1), 57-72.
- Blanchard, O. (2000). Comment to "Roots of the Recent Recoveries: Labor Reforms or Private Sector Forces?". *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 292-304.
- Blanchard, O., und Katz, L. F. (1997). What We Know and Do Not Know About the Natural Rate of Unemployment. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 51-72.

- Blanchard, O., und Wolfers, J. (2000). The Role of Shocks and Institutions in the Rise of European Unemployment: The Aggregate Evidence. *Economic Journal*, 110, C1-C33.
- Boone, L. (2000). Comparing Semi-Structural Methods to Estimate Unobserved Variables: The HPMV and Kalman Filters Approaches. OECD Economics Department Working Papers No. 240.
- Briault, C. (1995). The Costs of Inflation. *Bank of England Quarterly Bulletin*, February, 33-45.
- Bruno, M., und Sachs, J. D. (1985). *Economics of Worldwide Stagflation*. Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Calmfors, L., Booth, A., Burda, M., Checchi, D., Naylor, R., und Visser, J. (2001). The Future of Collective Bargaining in Europe. In T. Boeri, A. Brugiavini, und L. Calmfors (Hrsg.), *The Role of Unions in the Twenty-First Century* (S. 1-155). Oxford: Oxford University Press.
- Cassino, V., und Thornton, R. (2002). Do Changes in Structural Factors Explain Movements in the Equilibrium Rate of Unemployment? Bank of England Working Paper No. 153.
- Chiarini, B., und Piselli, P. (2001). Identification and Dimension of the NAIRU. *Economic Modelling*, 18, 585-611.
- Cromb, R. (1993). A Survey of Recent Econometric Work on the NAIRU. *Journal of Economic Studies*, 20(1/2), 27-51.
- Cross, R. (1993). The NAIRU as a Theory of Equilibrium Unemployment. *Journal of Economic Studies*, 20(1/2), 116-122.
- Driver, R. L., Greenslade, J. V., und Pierse, R. G. (2003). The Role of Expectations in Estimates of the NAIRU in the United States and the United Kingdom. Bank of England Working Paper No. 180.
- Edey, M. (1994). Costs and Benefits of Moving from Low Inflation to Price Stability. *OECD Economic Studies*, 23, 109-130.
- Eliasson, A.-C. (2001). Is the Short-run Phillips Curve Nonlinear? Empirical Evidence for Australia, Sweden and the United States. Sveriges Riksbank Working Paper Series No. 124.

- Elmeskov, J., Martin, J. P., und Scarpetta, S. (1998). Key Lessons for Labour Market Reforms: Evidence from OECD Countries' Experiences. *Swedish Economic Policy Review*, 5(2), 205-252.
- Estrada, A., Hernando, I., und López-Salido, J. D. (2000). Measuring the NAIRU in the Spanish Economy. Banco de España, Servicio de Estudios, Documento de Trabajo no. 0009.
- Fabiani, S., und Mestre, R. (2000). Alternative Measures of the NAIRU in the Euro Area: Estimates and Assessment. European Central Bank Working Paper No. 17.
- Fabiani, S., und Morgan, J. (2003). Aggregation and Euro Area Phillips Curves. European Central Bank Working Paper No. 213.
- Fehr, E., Goette, L., und Pfeiffer, F. (2002). Dimensions and Consequences of Wage Rigidities in Germany. ZEW - Zentrum für Europäische Wirtschaftsforschung, mimeo.
- Ferri, P., Greenberg, E., und Day, R. H. (2001). The Phillips Curve, Regime Switching, and the NAIRU. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 46, 23-37.
- Fitoussi, J.-P., Jestaz, D., Phelps, E. S., und Zoega, G. (2000). Roots of the Recent Recoveries: Labor Reforms or Private Sector Forces? *Brookings Papers on Economic Activity*, (1), 237-311 [einschl. Kommentare von Blanchard and Sims].
- Franz, W. (1996). Theoretische Ansätze zur Erklärung der Arbeitslosigkeit: Wo stehen wir in 1995? In B. Gahlen, H. Hesse, und H. J. Ramser (Hrsg.), *Arbeitslosigkeit und Möglichkeiten ihrer Überwindung. Wirtschaftswissenschaftliches Seminar Ottobeuren, Band 25* (S. 3-45). Tübingen: J.C.B. Mohr (Paul Siebeck).
- Franz, W. (2001). Neues von der NAIRU? *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 221, 256-284.
- Franz, W. (2003). Will the (German) NAIRU Please Stand up? ZEW Discussion Paper No. 03-35.
- Franz, W., und Gordon, R. J. (1993). German and American Wage and Price Dynamics: Differences and Common Themes. *European Economic Review*, 37(4), 719-754.
- Friedman, M. (1968). The Role of Monetary Policy. *American Economic Review*, 58, 1-17.
- Fuhrer, J. C. (1997). The (Un)Importance of Forward-Looking Behavior in Price Specifications. *Journal of Money, Credit, and Banking*, 29(3), 338-350.

- Galí, J., und Gertler, M. (1999). Inflation Dynamics: A Structural Econometric Analysis. *Journal of Monetary Economics*, 44(2), 195-222.
- Galí, J., Gertler, M., und López-Salido, J. D. (2001). European Inflation Dynamics. *European Economic Review*, 45(7), 1237-1270.
- Gordon, R. J. (1997). The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 11-32.
- Gordon, R. J. (1998). Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU. *Brookings Papers on Economic Activity*, (2), 297-346 [einschl. Kommentar von Stock].
- Greenslade, J. V., Pierse, R. G., und Saleheen, J. (2003). A Kalman Filter Approach to Estimating the UK NAIRU. Bank of England Working Paper No. 179.
- Gruen, D., Pagan, A., und Thompson, C. (1999). The Phillips Curve in Australia. *Journal of Monetary Economics*, 44, 223-258.
- Hirose, Y., und Kamada, K. (2002). Time-Varying NAIRU and Potential Growth in Japan. Bank of Japan Working Paper 02-08, Research and Statistics Department.
- Holm, P., und Somervouri, H. (1997). Structural Unemployment in Finland. OECD Economics Department Working Papers No. 177.
- Irac, D. (2000). Estimation of a Time Varying NAIRU for France. Banque De France NER No. 75.
- Jasperneite, C. (1999). Die NAIRU und die Bestimmung der konjunkturellen und strukturellen Komponente der Arbeitslosenquote. In G. Kleinhenz und G. Kühlewind (Hrsg.), *Mehr Beschäftigung in Deutschland: Ordnungs- und wirtschaftspolitische Ansätze. BeitrAB Nr. 224* (S. 193-214). Nürnberg.
- Karanassou, M., Sala, H., und Snower, D. J. (2003). The European Phillips Curve: Does the NAIRU Exist? *Applied Economics Quarterly*, 49(2), 93-121.
- Knoppik, C., und Beissinger, T. (2003). How Rigid are Nominal Wages? Evidence and Implications for Germany. *Scandinavian Journal of Economics*, 105(4), 619-641.
- Laubach, T. (2001). Measuring the NAIRU: Evidence from Seven Economies. *Review of Economics and Statistics*, 83(2), 218-231.



- Layard, R., Nickell, S., und Jackman, R. (1991). *Unemployment*. Oxford: Oxford University Press.
- Lindbeck, A. (1992). Macroeconomic Theory and the Labor Market. *European Economic Review*, 36(2-3), 209-235.
- Lindbeck, A. (1993). *Unemployment and Macroeconomics*. Cambridge, Mass. and London: MIT Press.
- Lindbeck, A. (1996). The West European Employment Problem. *Weltwirtschaftliches Archiv*, 132, 609-637.
- Logeay, C., und Tober, S. (2003). Time-Varying Nairu and Real Interest Rates in the Euro Area. DIW Discussion Papers No. 351.
- Mankiw, N. G. (2001). The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment. *Economic Journal*, 111(471), C45-C61.
- Manning, A. (1993). Wage Bargaining and the Phillips Curve: The Identification and Specification of Aggregate Wage Equations. *Economic Journal*, 103, 98-118.
- McMorrow, K., und Roeger, W. (2000). Time-Varying NAIRU/NAWRU Estimates for the EU's Member States. Economic Papers No. 145, Directorate-General for Economic and Financial Affairs (ECFIN) of the European Commission.
- Mellis, C., und Webb, A. E. (1997). The United Kingdom NAIRU: Concepts, Measurement and Policy Implications. OECD Economics Department Working Papers No. 182.
- Morgan, J., und Mourougane, A. (2001). What Can Changes in Structural Factors Tell Us about Unemployment in Europe? European Central Bank Working Paper No. 81.
- Nickell, S. (1997). Unemployment and Labor Market Rigidities: Europe Versus North America. *Journal of Economic Perspectives*, 11(3), 55-74.
- Nickell, S. (1998). Unemployment: Questions and Some Answers. *Economic Journal*, 108, 802-816.
- Nickell, S. (2003). Labour Market Institutions and Unemployment in OECD Countries. *DICE Report*, 1, 13-26.
- Nickell, S., und Layard, R. (1999). Labor Market Institutions and Economic Performance. In O. Ashenfelter und D. Card (Hrsg.), *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3 (S. 3029-3084). Amsterdam etc: Elsevier.

- Nickell, S., Nunziata, L., Ochel, W., und Quintini, G. (2003). The Beveridge Curve, Unemployment, and Wages in the OECD from the 1960s to the 1990s. In P. Aghion, R. Frydman, J. Stiglitz, und M. Woodford (Hrsg.), *Knowledge, Information and Expectations in Modern Macroeconomics: In Honor of Edmund S. Phelps* (S. 394-431). Princeton and Oxford: Princeton University Press.
- Ochel, W. (2001). Collective Bargaining Coverage in the OECD from the 1960s to the 1990s. *CESifo Forum*, 2, 62-65.
- OECD. (2000a). *Employment Outlook*. Paris.
- OECD. (2000b). *Wirtschaftsausblick*. Paris.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips Curves, Expectations of Inflation, and Optimal Unemployment over Time. *Economica*, 34, 254-281.
- Phelps, E. S. (1994). *Structural Slumps. The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest, and Assets*. Cambridge, Mass. and London, England: Harvard University Press.
- Phelps, E. S., und Zoega, G. (1998). Natural-Rate Theory and OECD Unemployment. *Economic Journal*, 108, 782-801.
- Pichelmann, K., und Schuh, A. U. (1997). The NAIRU-Concept: A Few Remarks. OECD Economics Department Working Papers No. 178.
- Pissarides, C. A. (2000). *Equilibrium Unemployment Theory* (second ed.). Cambridge, Mass. and London: MIT Press.
- Richardson, P., Boone, L., Giorno, C., Meacci, M., Rae, D., und Turner, D. (2000). The Concept, Policy Use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU Across 21 OECD Countries. OECD Economics Department Working Papers No. 250.
- Rudd, J., und Whelan, K. (2001). New Tests of the New-Keynesian Phillips Curve. Board of Governors of the Federal Reserve System. Finance and Economics Discussion Series No. 2001-30.
- Scarpetta, S. (1996). Assessing the Role of Labour Market Policies and Institutional Settings on Unemployment: A Cross-Country Study. *OECD Economic Studies*, 26, 43-98.

- Schreiber, S., und Wolters, J. (2002). What's Wrong with the (German) NAIRU? Diskussionsbeiträge des Fachbereichs Wirtschaftswissenschaft der Freien Universität Berlin Nr. 2002/8, Berlin.
- Semmler, W., und Zhang, W. (2003). Monetary Policy with Nonlinear Phillips Curve and Endogenous NAIRU. CEM Working Paper No. 55, Center for Empirical Macroeconomics, Bielefeld.
- Staiger, D., Stock, J. H., und Watson, M. W. (1997a). How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment? In C. D. Romer und D. H. Romer (Hrsg.), *Reducing Inflation: Motivation and Strategy* (S. 195-242). Chicago and London: University of Chicago Press.
- Staiger, D., Stock, J. H., und Watson, M. W. (1997b). The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 33-49.
- Staiger, D., Stock, J. H., und Watson, M. W. (2001). Prices, Wages and the U.S. NAIRU in the 1990s. NBER Working Paper No. 8320.
- Stanley, T. D. (2001). Wheat From Chaff: Meta-Analysis As Quantitative Literature Review. *Journal of Economic Perspectives*, 15(3), 131-150.
- Stanley, T. D., und Jarrell, S. B. (1989). Meta-Regression Analysis: A Quantitative Method of Literature Surveys. *Journal of Economic Surveys*, 3(2), 161-170.
- Stiglitz, J. (1997). Reflections on the Natural Rate Hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), 3-10.
- Thornton, D. L. (1996). The Costs and Benefits of Price Stability: An Assessment of Howitt's Rule. *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 78(2), March.
- Tobin, J. (1972). Inflation and Unemployment. *American Economic Review*, 62(1), 1-18.
- van der Horst, A. (2003). Structural Estimates of Equilibrium Unemployment in Six OECD Economies. CPB Discussion Paper No. 19.

*Tabelle 1*

*Standardisierte Arbeitslosenquoten für ausgewählte europäische und außereuropäische  
Länder (1960-2001)*

	1960-64	1965-72	1973-79	1980-87	1988-95	1996-99	2000-01
<b>Europa</b>							
Belgien	2,3	2,3	5,8	11,2	8,4	9,2	6,8
Dänemark	2,2	1,7	4,1	7,0	8,1	5,3	4,4
Deutschland <sup>a)</sup>	0,8	0,8	2,9	6,1	5,6	7,1	6,4
Deutschland <sup>b)</sup>	—	—	—	—	—	9,2	7,9
Finnland	1,4	2,4	4,1	5,1	9,9	12,2	9,4
Frankreich	1,5	2,3	4,3	8,9	10,5	11,9	9,0
Großbritannien	2,6	3,1	4,8	10,5	8,8	6,9	5,2
Irland	5,1	5,3	7,3	13,8	14,7	8,9	4,0
Italien	3,5	4,2	4,5	6,7	8,1	9,9	8,4
Niederlande	0,9	1,7	4,7	10,0	7,2	4,7	2,6
Norwegen	2,2	1,7	1,8	2,4	5,2	3,9	3,6
Österreich	1,6	1,4	1,4	3,1	3,6	4,3	3,7
Portugal	2,3	2,5	5,5	7,8	5,4	5,9	4,1
Schweden	1,2	1,6	1,6	2,3	5,1	8,7	5,5
Schweiz	0,2	0,0	0,8	1,8	2,8	3,7	2,6
Spanien	2,4	2,7	4,9	17,6	19,6	19,4	13,5
<b>Andere</b>							
Australien	2,5	1,9	4,6	7,7	8,7	7,8	6,5
Japan	1,4	1,3	1,8	2,5	2,5	3,9	4,9
Neuseeland	0,0	0,3	0,7	4,7	8,1	6,8	5,7
USA	5,5	4,3	6,4	7,6	6,1	4,8	4,4

*Anmerkungen:* a) Alte Bundesländer b) Gesamtdeutschland. Die Daten stammen aus Nickell (2003), Table 1, mit Ausnahme der Daten für Gesamtdeutschland, die aus OECD (2000a), Table A, entnommen wurden.

Tabelle 2

*Schätzungen der langfristigen NAIRU für ausgewählte europäische und außereuropäische Länder*

	1980	1985	1990	1995	1999	Standardfehler	
<b>Europa</b>						Durchschnitt	1999
Belgien	5,5	6,8	8,4	8,0	8,2	1,3	1,3
Dänemark	5,8	5,9	6,9	7,1	6,3	1,0	1,3
Deutschland	3,3	4,4	5,3	6,7	6,9	0,9	1,2
Finnland	4,3	3,9	5,6	10,6	9,0	1,4	1,8
Frankreich	5,8	6,5	9,3	10,3	9,5	1,1	1,7
Großbritannien	4,4	8,1	8,6	6,9	7,0	1,1	1,5
Irland	12,8	13,2	14,1	10,8	7,1	1,2	2,0
Italien	6,8	7,8	9,1	10,0	10,4	0,8	1,1
Niederlande	4,7	7,5	7,5	6,1	4,7	1,0	1,3
Norwegen	2,2	2,6	4,6	4,9	3,7	0,5	0,6
Österreich	1,9	3,2	4,6	5,0	4,9	0,2	0,3
Portugal	6,1	5,4	4,8	4,2	3,9	1,0	1,4
Schweden	2,4	2,1	3,8	5,8	5,8	0,8	1,0
Schweiz	2,3	2,9	3,0	3,3	2,4	0,8	1,0
Spanien	7,8	14,4	17,4	16,5	15,1	1,2	1,2
<b>Andere</b>							
Australien	5,1	6,0	6,5	7,1	6,8	1,0	1,6
Japan	1,9	2,7	2,2	2,9	4,0	0,2	0,3
Neuseeland	1,6	5,1	7,0	7,5	6,1	0,6	0,8
USA	6,1	5,6	5,4	5,3	5,2	0,9	1,2

*Quelle:* OECD (2000b), S. 187, Tabelle V.1. Die NAIRU-Schätzungen basieren auf Kalman-Filter-Schätzungen der Phillipskurvengleichung mit zeitvariabler NAIRU (zu den technischen Details siehe Richardson et al., 2000). Für die Inflationsrate wird ein Verbraucherpreisindex herangezogen. Als temporäre Angebotsschocks werden Ölpreise und importierte Inflation berücksichtigt. Die Arbeitslosenquoten entsprechen in den meisten Fällen den nationalen Definitionen der Arbeitslosigkeit; für Belgien und Dänemark werden standardisierte OECD-Quoten zugrundegelegt. Die Phillipskurvenschätzungen wurden teilweise von Länderexperten "nachbearbeitet". Zu den Details siehe OECD (2000b), Kap. 5.

Tabelle 3

*Überblick über die Ergebnisse der Studien zum Einfluss von Institutionen und makroökonomischen Schocks auf die Arbeitslosigkeit*

	Nickell, Layard (1999)	Elmeskov et al. (1998)	Belot, van Ours (2000/01)	Nickell et al. (2003)	Blanchard, Wolfers (2000)	Bertola et al. (2001)
<b>Institutionen</b>						
Ersatzquoten	+	+	+	+	+	insig.
AU-Dauer	+	n.a.	n.a.	+	+	+
Organisationsgrad	+	insig.	–	insig.	+	insig.
Tarifbindungsgrad	+	n.a.	n.a.	n.a.	insig.	insig.
Steuern	+	+	+	+	+	+
Kündigungsschutz	insig.	+	+	+	+	+
Koordination	–	–	–	–	–	–
Aktive AP	–	–	n.a.	n.a.	insig.	insig.
<b>Schocks</b>						
$\Delta\pi$	–	– <sup>a)</sup>	–	insig. <sup>b)</sup>	n.a.	–
Prod.wachstum	n.a.	n.a.	n.a.	–	–	insig.
Realzins	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	+	+
Arbeitsnachfrage	n.a.	n.a.	n.a.	–	–	–
Import-/Ölpreise	n.a.	n.a.	n.a.	+	n.a.	n.a.
Anteil Jugendlicher	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	insig./+
<b>Interaktionen</b>						
Instit. $\Leftrightarrow$ Instit.	Nein	Ja	Ja	Ja	Nein	Nein
Instit. $\Leftrightarrow$ Schocks	Nein	Nein	Nein	Nein	Ja	Ja
<b>Fixe Effekte</b>						
Länder	Nein	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
Zeit	Ja	Nein	Ja	Ja	Nein	Nein
Länderspezif. Trend	Nein	Nein	Nein	Ja	Nein	Nein
<b>Datensatz</b>						
Zeitraum	83-94	83-95	60-95	61-92	60-95	70-96
Periodizität	6 Jahre	Jährl.	5 Jahre	Jährl.	5 Jahre	5 Jahre
Länder	20	19	18	20	20	20

*Anmerkungen:* Die Ergebnisse beziehen sich auf die jeweils von den Autoren präferierten Schätzungen. Die abhängige Variable ist die Arbeitslosenquote. + (–): Eine Zunahme dieser Variable um eine Einheit führt zu einem Anstieg (Rückgang) der Arbeitslosenquote; insig.: insignifikant; n.a.: Die entsprechende Variable wurde nicht in die Untersuchung eingeschlossen. a) output gap statt  $\Delta\pi$ . b) Veränderung des Geldmengenwachstums statt  $\Delta\pi$ .